

現代ディスクロージャー研究  
Contemporary Disclosure Research

**AEA J**

The Accounting and Economic Association of Japan

日本経済会計学会

Volume 20, Issue 1 (No.20) March 2024



# 現代ディスクロージャー研究

No.20 2024年3月

日本経済会計学会

---

## 目次

### ■ 論文

企業の不確実性と投資家の情報処理に関する実証研究

..... 杜 雪菲 (1)

監査スタイルと利益の比較可能性

..... 金 鉉玉 (27)

藤谷 涼佑

金 鐘勲

投稿規程

# Contemporary Disclosure Research

No.20 2024 • March

The Accounting and Economic Association of Japan

---

## CONTENTS

### ▀ Articles

Empirical Research on the Relation between Firm Uncertainty and  
Investor Information Processing ..... Xuefei Du (1)

Auditor Style and Earnings Comparability: Evidence from Japan  
..... Hyonok Kim (27)  
Ryosuke Fujitani  
Jong-Hoon Kim

Instructions for Authors

# 日本経済会計学会

2021.4-

## 会 長（代表理事）

坂上 学（法政大学）

## 副会長（専務理事）

奥村 雅史（早稲田大学）	次期会長・賛助会員担当
向 伊知郎（愛知学院大学）	日本経営分析学会会長
中條 祐介（横浜市立大学）	日本ディスクリージャー研究学会会長
吉田 靖（東京経済大学）	東日本部会長
吉田 和生（名古屋市立大学）	西日本部会長

## 常務理事

浅野 敬志（慶應義塾大学）	『経営分析研究』担当
浅野 信博（大阪公立大学）	『経営分析研究』編集委員長
石川 博行（大阪公立大学）	西日本地区担当
薄井 彰（早稲田大学）	Accounting Letters 主編集者
太田 康広（慶應義塾大学）	Accounting Letters 担当
奥田 真也（名古屋市立大学）	会員担当
音川 和久（神戸大学）	『現代ディスクリージャー研究』担当
木村 史彦（東北大学）	データベース協議会担当
阪 智香（関西学院大学）	広報担当
首藤 昭信（東京大学）	東日本地区担当
中野 貴之（法政大学）	学術賞審査委員長
中野 誠（一橋大学）	『現代ディスクリージャー研究』編集委員長
町田 祥弘（青山学院大学）	会計担当
山本 達司（同志社大学）	日本経済学会連合会評議員

## 理 事

青淵 正幸（立教大学）	
稲葉 喜子（はやぶさコンサルティング）	内部監査担当
榎本 正博（神戸大学）	海老原 崇（武蔵大学）
大鹿 智基（早稲田大学）	大沼 宏（中央大学）
加賀谷哲之（一橋大学）	亀川 雅人（文京学院大学）
川島 健司（法政大学）	事務局長 小西 範幸（青山学院大学）

椎葉 淳 (大阪大学)                      柴 健次 (関西大学)  
田口 聡志 (同志社大学)                  竹原 均 (早稲田大学)  
田村香月子 (関西大学)                  円谷 昭一 (一橋大学)  
中島 真澄 (文京学院大学)              成岡 浩一 (専修大学)  
野間 幹晴 (一橋大学)                    林 隆敏 (関西学院大学)  
平井 裕久 (神奈川大学) 経営分析セミナー担当  
福多 裕志 (法政大学) 日本経済学会連合評議員  
古山 徹 (嘉悦大学)                      宮川 宏 (専修大学)  
向山 敦夫 (大阪公立大学)              村宮 克彦 (大阪大学)  
米岡 英治 (茨城キリスト教大学) Website担当

#### 監 事

神谷 健司 (法政大学)              田宮 治雄 (東京国際大学)              宗岡 徹 (関西大学)

#### 幹 事

大洲 裕司 (近畿大学)              会員担当  
高橋由香里 (武蔵大学)              会員担当、SpatialChat担当  
高橋美穂子 (法政大学)              賛助会員担当  
井上 謙仁 (近畿大学)              機関誌担当  
太田 裕貴 (静岡産業大学) 会計担当

日本経済会計学会は、2019年6月1日に、日本経営分析学会と日本ディスクロージャー研究学会を統合して創立された(日本ディスクロージャー研究学会は、2010年4月1日に、旧ディスクロージャー研究学会と旧日本経営ディスクロージャー研究学会を統合して設立)。本会は、会計学、経営学、経済学及びその他関連分野の研究、ディスクロージャー、経営分析及びその他関連領域の研究、それらの研究の普及と提言、並びに会員相互の交流をはかることを目的とする。

#### 歴代会長

##### 旧ディスクロージャー研究学会

1999-2002年 吉村 光威  
2002-2005年 國村 道雄  
2005-2010年 柴 健次

##### 旧日本経営ディスクロージャー研究学会

2001-2008年 雨宮 眞也  
2009-2010年 黒川 行治

##### 日本ディスクロージャー研究学会

2010-2012年 柴 健次  
2012-2015年 黒川 行治  
2015-2018年 薄井 彰  
2018-2019年 坂上 学

##### 日本経営分析学会

1984年-2002年 高松 和男  
2002年-2003年 森脇 彬  
2003年-2008年 青木 茂男  
2008年-2011年 坂本 恒夫  
2011年-2014年 宮本 順二郎  
2014年-2017年 森 久  
2017年-2019年 薄井 彰

#### 日本経済会計学会

2019年-2021年 薄井 彰

#### 日本ディスクロージャー研究学会 名誉会長

柴 健次（関西大学） 黒川 行治（慶應義塾大学） 薄井 彰（早稲田大学）

学会 Website <https://www.aea-j.org/>

学会事務局

〒102-8160 東京都千代田区富士見2-17-1

法政大学経営学部 川島健司研究室気付

日本経済会計学会連絡事務所

## 現代ディスクロージャー研究 編集委員会

『現代ディスクロージャー研究』はディスクロージャーの理論、実証、制度、実務に関する研究の理解を深め、広く学界と社会に貢献することを目的とする。本誌は、(i) 学界または実務において、ディスクロージャー問題の解決に貢献しており、論文を公表することに社会的意義があること、(ii) 新しい事実の発見、新しいモデルや手法の開発、新しい適用可能性の提示、サーベイとしての新規性などがあり、独創的な論文であること、(iii) 信頼性、論理性、再現性、明瞭性が確保されていること、などの観点から、高い品質の論文を収録する。分野や研究アプローチを特定することはしないが、本誌の主たる研究領域は、(a) 分析的アプローチに基づく数理モデル研究、(b) 資本市場を基礎とした実証研究、(c) 契約理論を基礎とした実証研究、(d) 実験を基礎とした研究、(e) ディスクロージャーに関する制度研究、(f) 情報システムに関する研究である。

2021.4-

### 編集委員長

中野 誠 (一橋大学)

### 副編集委員長

音川 和久 (神戸大学) 首藤 昭信 (東京大学)

### 編集委員

榎本 正博 (神戸大学)	大鹿 智基 (早稲田大学)
太田 康広 (慶應義塾大学)	大塚 成男 (熊本学園大学)
大沼 宏 (中央大学)	加賀谷哲之 (一橋大学)
金 鉉玉 (東京経済大学)	木村 史彦 (東北大学)
阪 智香 (関西学院大学)	椎葉 淳 (大阪大学)
高田 知実 (神戸大学)	田口 聡志 (同志社大学)
田澤 宗裕 (名城大学)	野間 幹晴 (一橋大学)
町田 祥弘 (青山学院大学)	村宮 克彦 (大阪大学)
山本 達司 (同志社大学)	米山 正樹 (東京大学)

### 歴代編集委員長

1999-2002	國村 道雄
2002-2005	須田 一幸
2005-2008	薄井 彰
2008-2012	吉田 和生
2012-2015	中條 祐介
2015-2018	奥村 雅史
2018-2021	石川 博行



論文

# 企業の不確実性と投資家の情報処理の 関係に関する実証研究

## *Empirical Research on the Relation between Firm Uncertainty and Investor Information Processing*

杜 雪 菲 (東京大学大学院博士課程・日本学術振興会特別研究員DC)  
*Xuefei Du, The University of Tokyo*

2023年3月1日受付；2023年9月1日改訂稿受付；2023年10月7日論文受理

### 要 約

本研究の目的は、企業の不確実性と投資家の情報処理の関係を実証的に分析することである。投資家の情報処理キャパシティの制約による影響が増大する、決算発表が集中するという日本の株式市場の特徴に着目し、投資家がいかに企業の不確実性に応じて決算情報処理の優先順位を決定するのかを分析した。分析にあたっては、企業の不確実性を利益と株価のボラティリティで測定し、投資家の情報処理を企業情報のGoogle検索量で測定した。その結果、同日に決算発表を行った企業の中で、投資家が相対的に不確実性の高い企業の情報処理を優先する、という結果が得られた。さらに、弱いながら、この結果が決算発表の集中度の上昇に応じてより顕著になることも分かった。本研究の結果は、情報処理キャパシティの制約がある場合に、投資家は優先順位を決めて情報処理を行い、その際に不確実性の高い企業を優先する、ということを示唆するものである。経営者を含む市場参加者や規制機関にも、有意義なインプリケーションを有することが期待される。

### Summary

This study aims to empirically examine the relation between firm uncertainty and investor information processing. The Japanese stock market is known for its high concentration of earnings announcements, during which time investors are overwhelmed by large amount of earnings information. This study investigates how investors prioritize earnings information processing according to firm uncertainty. Specifically, firm uncertainty is measured by earnings and stock volatility, and information processing by Google search volume of firm information. Results show that among earnings announcements on the same day, investors process first firms with relatively high uncertainty. Furthermore, weak results show that this relation is stronger on days when earnings announcements are more crowded. The conclusion is that under insufficient information capacity, investors have to determine which firm to process first, and thus prioritize high uncertainty firms. This study is expected to have implications for regulators and market participants including firm managers.

キーワード：情報処理キャパシティ 情報選択 合理的不注意 不確実性 決算情報

\*謝辞：本稿は、日本経済会計学会第3回秋季大会（大阪公立大学）のディスクロージャーカンファレンス自由論題報告の内容に加筆修正を行ったものである。本研究を進めるにあたり、博士課程の指導教員である、東京大学の首藤昭信先生、また東京大学の大日方隆先生、米山正樹先生より非常に丁寧なご指導を賜ったことに、心より感謝の意を表したい。また、自由論題報告に参加された方々、とりわけ神戸大学の音川和久先生（司会）、および関西大学の岩崎拓也先生に、多くの有益なコメントをくださったことに感謝申し上げます。そして、投稿論文の加筆修正の際に、査読者から詳細かつ建設的なコメントを数多く頂き、論文を大幅に改善することができた。ここに記してお礼を申し上げます。なお、本研究はJSPS特別研究員奨励費22KJ0801の助成を受けている。

連絡住所：杜 雪菲 〒113-0033 東京都文京区本郷7-3-1 東京大学大学院経済学研究科  
E-mail : du-xuefei@gecc.u-tokyo.ac.jp

## 1. 本論文の目的と構成

投資家にとって、企業の投資情報は多いほうが望ましい。しかし、利用可能な情報が過剰になると、投資家には優先順位を決めてから処理を行う必要が生じる。本研究の目的は、投資家が企業情報を処理する際の優先順位を解明することである。そのために、投資家の企業情報処理の重要な決定要因である、企業の不確実性に着目する (Cover and Thomas 2006; Sims 2010)。複数企業の決算発表が同日に集中した際に、投資家が不確実性の高い企業と低い企業のいずれの決算情報を優先的に処理するのか、ということ調査する。

近年の会計・ファイナンス研究では、「合理的不注意 (rational inattention)」理論が注目されている (Sims 2003, 2006, 2010; Veldkamp 2011; Peng and Xiong 2006)。その特徴としては、効率的な証券市場を前提条件とする伝統的な研究と違い、より現実に即した投資家行動を想定する点が挙げられる。具体的に、Fama (1970) が定義した「均衡価格が入手可能な情報をすべて反映する」証券市場は、(1) 証券取引に際してコストがかからない、(2) 全市場参加者がコストをかけずに情報を入手できる、(3) 現在の情報が現在の証券価格および将来の証券価格分布に対して含意することに関して、すべての投資家の意見が一致する、という条件の下で成り立つものである<sup>1)</sup>。

しかし現実には、情報を入手・処理するにはコストがかかり、投資家が負担できるコストは無限ではない。投資家が処理できる情報の上限量は、一般的に「情報処理キャパシティ (information capacity)」と呼ばれる (Blankespoor et al. 2020; Cover and Thomas 2006; Sims 2003, 2010; Peng and Xiong 2006)。合理的不注意理論に依拠する研究は、情報処理キャパシティの制約のもとでの投資家行動を前提とし、開示されたすべての情報が証券価格に反映されるとは限らない、という考え方を取り入れている。

一方で、制約条件のもとで行動する投資家がどのような情報を優先的に処理するのか、という投資家の情報選択に関する研究は、十分行われているとはいえない。合理的不注意理論に依拠する研究の多くは、投資家が現実にすべての情報を処理できていないことの例証、もしくはその経済的帰結の検証に重点を置いている<sup>2)</sup>。Veldkamp (2011) が指摘するように、証券価格形成のメカニズムもしくは企業行動に関する確かな実証的予測を導くためには、その前提条件となる投資家の情報選択の決定要因を理解する必要がある。その中でも特に、投資家がどのような企業の情報を優先的に処理するかについての選択の意思決定が重要な検討課題になる。

このような動機のもとで、本研究では、複数企業の決算発表が同日に集中した際の、投資家の決算情報処理の優先順位を調査する。投資家は複数企業を分析対象とする場合、各企業の相対的な不確実性に応じて、優先順位を決定すると考えられる。投資家の情報処理と企業の不確実性の関係については、Van Nieuwerburgh and Veldkamp (2010) と Veldkamp (2011) の理論分析にもとづき、2つの予測が考えられる。1つは、不確実性が高い企業ほど、新情報が将来予測の精度を高める効果が高いため、

1) ただし、Fama (1970) 自身も述べているとおり、これらの条件は効率的証券市場が成立するための必要条件ではない。たとえ満たされない場合でも、証券市場の効率性が保たれる可能性は存在する。

2) この研究領域のサーベイとして、Blankespoor et al. (2020) と Pastor and Veronesi (2009) がある。日本語のサーベイとしては、杜 (近刊) を参照してほしい。

投資家の情報処理の際に優先される、という予測である。もう1つは、不確実性が低い企業のほうが、将来予測の精度を高めるのに必要な情報処理コストの投入が少ないため、投資家が優先する、という予測である。本研究では、いずれの理論的予測が成立するかを、実証分析を通じて確かめる。

分析にあたっては、Da et al. (2011) を参考に、企業名のGoogle検索量を投資家の情報処理活動の代理変数とする。投資家は企業の決算情報を入手・分析するために、インターネットでの情報検索に強く依存すると考えられるためである。企業の不確実性は、利益と株価のボラティリティを用いて測定する。過去の利益と株式リターンから算出される一般的なヒストリカル・ボラティリティに加え、利益のボラティリティを Donelson and Resutek (2015) が提案したマッチング手法、株価のボラティリティを Bollerslev (1986) が開発したGARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) モデルを用いて推定する。その上で、Frederickson and Zolotoy (2016) を参考に、同日に決算発表を行った企業の中での相対的な不確実性を計算し、投資家の情報処理との関係を分析する。

2010年から2021年までの90,055企業・四半期をサンプルとして分析を実施した結果、投資家が不確実性の高い企業の情報処理を優先することが明らかになった。具体的には、同日に決算発表を行った企業の中で、投資家の情報処理に影響を与えうる他の要因をコントロールした上で、相対的に不確実性が高い企業ほど、投資家の決算情報処理が活発である、という結果を得られた。追加分析の結果はさらに、弱いながら、決算発表の集中度が高い日ほど、結果が顕著になることを明らかにした。これらの結果は、決算発表集中に起因する、情報処理キャパシティの制約による影響の増強が原因で、投資家は相対的に不確実性の高い企業から優先的に情報処理を行う、ということを示唆している。

関連する先行研究に対して、本研究は以下のような貢献を有する。第1に、本研究は決算発表が非常に高い割合で集中するという日本の株式市場の特徴に着目し、また同日に決算発表を行った企業の中での相対的な不確実性を測定している。企業の不確実性と投資家の情報処理の関係に関する既存の研究と比較すると (Andrei et al. 2023; Drake et al. 2012; Gargano and Rossi 2018; Gupta-Mukherjee and Pareek 2020; Lerman 2020; Kottimukkalur 2022)、現実の投資家行動により即した分析を展開することができた。第2に、多くの関心が寄せられている、日本の決算発表集中の問題に対して (石塚・河 1991, 1992a, b; 梅澤 2003; 河 1998; 森脇 2016a, b)、追加的な知見を提示している。第3に、利益と株価のボラティリティの複数の推定手法を導入することで、不確実性の代理変数の妥当性を向上させている。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では、関連する先行研究を紹介し、本研究の位置付けを明確にする。第3節で仮説を設定し、第4節では、仮説検証に使用する変数の計算方法とリサーチ・デザインを説明する。続く、第5節で主要な分析結果を提示し、第6節で追加的な分析を説明する。最後の第7節では、本論文の結論をまとめた上で、分析結果を解釈する際に留意すべき限界点について述べる。

## 2. 先行研究

### 2.1 投資家の情報処理キャパシティについて

合理的の不注意理論では、投資家の情報処理にはコストがかかり (Blankespoor et al. 2020)、かつ投資家が負担できる情報処理コストが限られている、ということ仮定する (Sims 2003, 2006, 2010; Veldkamp 2011; Peng and Xiong 2006)<sup>3)</sup>。投資家が処理できる情報の上限量は、一般的に「情報処理キャパシティ」と呼ばれる (Cover and Thomas 2006; Sims 2003, 2010; Peng and Xiong 2006)。先行研究では以下のとおりに、投資家の有限な情報処理キャパシティという制約が、株式市場と企業行動に大きな影響を及ぼすことが報告されている。

まず、投資家が十分な情報処理キャパシティを有し、企業の開示情報を迅速に処理できることは、株式市場の効率性を維持するための必要条件である。投資家が積極的に情報処理を行う企業ほど、新情報が迅速に株価に織り込まれ、株価がファンダメンタル企業価値に近づくことは、複数の実証研究によって確認されている (Ben-Rephael et al. 2017; Hou and Moskowitz 2005; Israeli et al. 2022; Lawrence et al. 2018; Lerman 2020; Liu et al. 2023; Tantaopas et al. 2016; Vozlyublennaiia 2014; 岡田・佐伯 2014)。したがって、複数企業の情報開示が同日に集中すると、投資家が十分に処理できなくなり、開示情報の株価への織り込みが遅れることになる (Hirshleifer et al. 2009; 石塚・河 1991, 1992a, b; 梅澤 2003; 河 1998; 森脇 2016a, b)。週末前や大きなイベントが発生する日にも、投資家の注意力が投資以外の出来事に惹きつけられて、情報処理キャパシティが減少し、株価への新情報の織り込みが遅れることが確認されている (DellaVigna and Pollet 2009; Drake et al. 2016; Louis and Sun 2010)。

投資家の情報処理が不十分になると、企業株価が適正水準より低下し、流動性の低下、資本コストの上昇、事業投資活動の縮小といった負の影響が生じる (Chemmanur and Yan 2011; Chen et al. 2004; Ding and Hou 2015; Grullon et al. 2004; Kadlec and McConnell 1994; Lawrence et al. 2016; Lehavy and Sloan 2008; Merton 1987)。同様に情報処理が不十分であることが原因で、企業に対する投資家のモニタリングが弱くなり、その結果として企業の事業投資の効率性の悪化、経営者の過剰な報酬受け取り、企業のESG水準の低下といったことも指摘されている (Chen et al. 2020; Fich et al. 2015; Iliev et al. 2021; Kempf et al. 2017; Liu et al. 2020)。

また、企業が投資家の情報処理キャパシティの制約を認識した上で、戦略的に情報開示を行う、という現象も報告されている。例えば、他企業より早く情報を公表することで、投資家の情報処理を促すような開示戦略をとる企業があることが報告されている (Johnson and So 2018; Koester et al. 2016)。一方で、バッドニュースを投資家から隠蔽する、または投資家がパニックになって株価が急落することを回避するために、投資家の情報処理が困難な時期を狙ってバッドニュースを開示する企業もある (Michaely et al. 2016; Boulland and Dessaint 2017; Segal and Segal 2016; Niessner 2015; Garel et al. 2021; Basu et al. 2019; Louis and Sun 2016; Doyle and Magilke 2009; Baginski et al. 1995; Baginski and Rakow 2012)。これらの研究成果は、投資家の情報処理が株価形成と企業行動の重要な決定要因

3) ここでの情報処理 (information processing) とは、投資家が新しい情報を入手してから、ベイズ定理にしたがって企業価値に対する予測を更新して、新しい予測を形成するプロセスを意味する (Veldkamp 2011)。

であること、ひいては投資家の情報処理行動の決定要因を理解することの重要性を示唆している。

## 2.2 投資家の情報選択と処理

前節の先行研究が主に投資家の情報処理の帰結に注目しているのに対し、投資家がどのような企業の情報を積極的に処理するか、という投資家の情報選択の予測を行う研究もある。例えば、Liu et al. (2023) は、企業に対する個人投資家と機関投資家の情報処理を、それぞれGoogleとBloomberg上での企業情報の検索量をもって測定し、両者の比較分析を行っている。その結果、機関投資家がすべての企業の情報を広範に処理できているのに対して、個人投資家は情報処理キャパシティが小さいため、ポートフォリオに占める割合が大きい大企業を優先して処理することを示している。Gargano and Rossi (2018) は証券会社から、投資家が企業情報を閲覧する時間の長さのデータを入手して、情報処理の代理変数として利用した。分析を行った結果、投資金額が大きい企業、規模が大きい企業、および株式リスクの高い企業に対する投資家の情報処理が活発であることが確認された。またFrederickson and Zolotoy (2016) は、視認性が高い企業ほど、他企業と決算発表が同日に集中する際に、投資家に優先的に処理されるため、決算発表時の株価反応が迅速だという結果を報告している<sup>4)</sup>。

他の研究では、投資家は自身が最も情報優位性を持つ企業の情報処理を優先する、という傾向が報告されている。例えばKacperczyk et al. (2005) は、自身が最も情報優位性を持つ産業の分析に特化し、その原因で運用ポートフォリオも少数の産業に集中するファンドマネージャーほど、より高いリターンを獲得できるという分析結果を示している。また、Cziraki et al. (2021)、Van Nieuwerburgh and Veldkamp (2009)、およびWang et al. (2018) は、投資家が情報優位性を持つ本国もしくは地元の企業の情報処理を優先する、ということを実証的に示している。特にCziraki et al. (2021) とWang et al. (2018) は、投資家が地元の企業の情報処理を優先することで、実際に高い投資リターンを得られることを示した。

一方で、Sims (2003) は、情報処理キャパシティに制約がある人々は、変動が激しく予測が困難なものへの関心が高くなると予測している。この予測と一致し、不確実性の高い企業に対する投資家の情報処理がより活発であることが、複数の研究によって確認されている。具体的に、Andrei et al. (2023) は、企業の株式ベータ・リスク、ボラティリティ、および証券アナリストの利益予想のばらつきといった不確実性の変数が大きいほど、情報処理の代理変数である決算書類のダウンロード数が多いことを示している。Drake et al. (2012) は、Google上での企業情報の検索量が、株式ボラティリティおよびビッド・アスク・スプレッドと正に相関する結果を報告している。Lerman (2020) は、証券アナリストの利益予想のばらつきが大きい企業ほど、投資情報ウェブサイト上での投資家の書き込みが多く、すなわち投資家の関心が高いと報告している。Kottimukkalur (2022) は、企業開示書類に含まれる不確実性関連の単語の数が多いほど、翌期の決算発表時に、GoogleおよびBloomberg上での投資家による企業情報検索が活発になると示している。なお、Gupta-Mukherjee and Pareek (2020) は、不確実性の高い企業の情報を重点的に処理するミューチュアル・ファンドが、平均して高いリターンを獲得してい

4) ここでいう「視認性が高い」企業とは、規模が大きい、広告宣伝活動が多い、または証券アナリストと金融メディアによる情報発信が多い企業のことを意味する。

ると報告している。

### 3. 仮説の設定

投資家は企業価値予測の不確実性を解消するために、コストをかけて新しい情報を求める (Cover and Thomas 2006; Sims 2010)。情報処理キャパシティに限りがあるため、短時間に大量な新情報が発表された場合、投資家は不確実性の大きさに応じて、情報処理のコスト・ベネフィットを勘案して優先順位を決める。以下では、Van Nieuwerburgh and Veldkamp (2010) と Veldkamp (2011) の理論分析にもとづき、企業の不確実性と投資家の情報処理の優先順位に関する、2つの予測を展開する。

1つ目の予測は、企業の不確実性が高いほど、新しい情報が将来予測の精度を高める余地が大きいため、投資家が優先的に処理を行う、というものである。事前の不確実性が高いほど、一定の情報処理コストの投入から得られる不確実性解消のベネフィットが大きい、という仮定の上での予測である。実際に、これまでも、投資家の情報処理がマクロ経済もしくは株式市場全体の不確実性の増大に伴って活発になる、という実証結果が複数報告されている (Andrei et al. 2023; Liu et al. 2023; Reyes 2019)。このように、不確実性が高い企業ほど、投資家が将来予測の精度の大幅な改善を期待し、情報処理キャパシティを優先的に配分する、という予測が立てられる。

反対に、2つ目の予測として、不確実性が高い企業ほど、将来予測の精度を高めるのに必要な情報処理コストの投入が増加するため、投資家が優先的に処理しなくなる、という可能性も考えられる。なぜなら、不確実な状況においては、投資家が過去の情報から将来企業価値を予測すること、そして企業が精度の高い予測情報を開示することが困難になると考えられる。これまでの実証研究でも、経済環境の不確実性の上昇に伴い、投資家が利益情報に依存しなくなる、企業が開示する将来予測情報の質が低下する、といったことが報告されている (Krause et al. 2017; Asthana and Kalelkar 2020)。これらの研究結果は、不確実性の上昇に伴い、将来予測に有用かつ高精度な情報を入手しにくくなること、すなわち情報処理コストと不確実性の間に正の関連性があることを示唆している。同様の関連性が個別企業レベルでも存在する限り、投資家は限られた情報処理キャパシティを不確実性の低い企業に優先的に投入する、という予測も考えられる<sup>5)</sup>。

上記の2つの理論的予測を確かめるために、本研究では、同日に決算発表を行った企業の相対的な不確実性の大きさと投資家の決算情報処理の関係を調査する。決算発表時には、投資家は複数の企業の中から分析対象を選択する必要がある。投資家のある企業に対する情報処理の活発さは、当該企業の投資家にとっての優先順位の高さを反映すると仮定する。上記の2つの理論的予測に対応し、同日に決算発表を行った企業の中で、投資家が相対的に不確実性の高い企業、もしくは低い企業の処理を優先する、という2つの仮説が導かれる。

仮説1：同日に決算発表を行う企業の中で、不確実性が高い企業ほど、決算発表時の投資家の情報処理が活発になる。

5) ただし、これらの先行研究はあくまで、マクロ経済レベルでの不確実性と情報処理の関係に関するものである。本研究が着目している、個別企業レベルでの不確実性と情報処理の関係の予測を直接裏付けるものではない。

仮説 2：同日に決算発表を行う企業の中で、不確実性が低い企業ほど、決算発表時の投資家の情報処理が活発になる。

## 4. リサーチ・デザイン

### 4.1 変数選択

#### 4.1.1 投資家の情報処理

投資家の情報処理活動は、企業名の Google 検索量で測定する。Google Trends という機能を用いて、地域や期間を指定し、任意のワードの Google 検索量指数をダウンロードすることができる<sup>6)</sup>。この指数は、政治学、社会学、保健医療学、または経済学といった様々な領域の学術・実務分析に活用されている (Eichenauer et al. 2022)。会計・ファイナンス領域においては、Da et al. (2011) が最初に、企業の株式ティッカーもしくは企業名の Google 検索量指数を用いて、企業に対する投資家の関心度を定量化する方法を提案した。本研究も Da et al. (2011) を参考に、日本語企業名の Google 検索量指数を投資家の情報処理の代理変数とする。投資家は決算情報を入手・分析するために、インターネット上の情報検索に強く依存すると考えられるためである<sup>7)</sup>。

具体的には、日経 Financial QUEST に収録される「漢字略称（会社の種類を除くなど、15文字以内に短縮した社名）」をワードとして指定し、Google Trends から当該企業名の検索量指数のデータを日次で取得する<sup>8,9)</sup>。決算発表日の Google 企業名検索量の指数を、投資家の決算情報処理の代理変数 (*Google\_search\_name*) として分析に用いる<sup>10)</sup>。ただし、Google の特殊な指数化計算の影響で、当該指数は 8 ヶ月以上の長期間の分析に適していない。その問題を解決するために、本研究では当該指数に対して、付録に記載される時系列調整を加えている。

#### 4.1.2 企業の不確実性

本研究が注目する企業の不確実性は、投資家が将来企業価値を予測する際に認識する不確実性のことである。ここでは、投資家が最も重視する企業業績の指標である、利益と株価に注目し、そのボラティ

6) 詳細については、サイト <https://trends.google.co.jp/trends/?geo=JP> を参照してほしい。

7) 日本における主要検索エンジンのマーケットシェアについて、Statcounter 社の 2022 年 9 月時点のデータによると、Google は最も高く、76.55% のシェアを占めている。これは、2 位の Yahoo! の 15.21% を大幅に上回っている。したがって、Google 上の検索量を使用することで、投資家のインターネット情報検索の大部分を捉えられると期待できる。データの詳細については <https://gs.statcounter.com/search-engine-market-share> を参照してほしい。

8) Da et al. (2011) をはじめとする、米国企業を対象とした実証分析では、英語の場合に企業名と一般的な固有名詞の区別がつかないことが多いという理由で、株式ティッカーの検索量が採用されることが多い。それに対し、Takeda and Wakao (2014) と Adachi et al. (2017) が述べているように、日本語の場合は同様な懸念が英語より少なく、反対に日本企業の数字 4 桁の株式ティッカーの検索量には、大きな誤差が含まれる可能性が高い。そのため、本研究では主要な分析において、企業名の検索量を使用する。ただし、投資家が検索する際には、必ずしも本研究で用いる「漢字略称」を検索ワードにするとは限らないため、変数測定の際には一定の誤差が生じることに留意してほしい。

9) Google Trends は、ユーザーのワード検索後の閲覧履歴にもとづいて、検索量のデータを「金融」「ショッピング」「書籍・文学」といったカテゴリーに分解して提供している。ここでは、株式投資情報の検索を測定するために、「金融」カテゴリー内の検索量のデータのみ使用している。

10) 決算発表日とその翌日の 2 日間の平均値を用いる場合も、分析結果が変わらないことを確認できている。

リティを不確実性の代理変数とする<sup>11)</sup>。それぞれ、投資家が四半期利益と決算発表日の株価変動を予測する際の不確実性を反映するものである。

まず、利益ボラティリティは、2つの方法で推定する。1つ目はヒストリカル・ボラティリティで、同一企業の過去5年の同四半期の利益率の標準偏差を用いる方法である (*Uncertainty\_E1*)<sup>12, 13)</sup>。2つ目の方法は、Donelson and Resutek (2015) が提案した、マッチングを通じて推定する方法である。対象の企業・四半期の利益ボラティリティを推定するために、マッチングを行い、類似した過去の観測値を複数個抽出する。抽出された観測値は、測定対象の観測値と似たような経営環境に置かれていたとみなすことができる。抽出された観測値の実績利益のボラティリティを計算し、測定対象の観測値の利益ボラティリティの推定値とすることができる (*Uncertainty\_E2*)<sup>14)</sup>。投資家は企業の利益ボラティリティを予測する際に、過去の類似した企業の実績を参考にすることが多いため、この方法は、概ね投資家のボラティリティ予測のプロセスを反映しているといえる。

Donelson and Resutek (2015) によると、マッチングを通じた推定は以下の2点において、ヒストリカル・ボラティリティより優れている。第1に、ヒストリカル・ボラティリティでは、会計利益の計算方法から生じる利益ボラティリティとファンダメンタル利益のボラティリティが区別されない<sup>15)</sup>。それに対し、マッチングを通じた推定では、会計利益の計算方法による影響が複数企業間で少なくとも一部相殺され、ファンダメンタル利益のボラティリティにより近い推定値が得られる。第2に、同一企業の過去の利益からではなく、似たような経営環境に置かれていた企業の利益から推定することで、推定対象の四半期のリアルタイムなボラティリティにより近い推定値を得られる。

11) 企業の不確実性の測定方法として、他にもいくつかの変数が考えられる。一般的に利用される変数の1つは、証券アナリストの利益予想分散である(例えばBarron and Stuerke 1998; Zhang 2006)。しかし、Donelson and Resutek (2015)によると、この変数は、(1) データを入手できる企業が限られており、かつデータの入手可能性が規模などの企業属性と相関する、(2) 証券アナリストが特定の企業の利益予想を公表するか否かの意思決定、および公表される利益予想額の両方にバイアスが含まれる可能性が大きい、(3) 主に証券アナリスト間の情報と利益予想方法の違いを反映するもので、ファンダメンタル利益の不確実性を十分反映できない、という3つの問題点を抱える。そのために、本研究では採用していない。

他にも、企業年齢、企業規模、キャッシュ・フローのボラティリティ、株式ビッド・アスク・スプレッド、といった変数が考えられる(Drake et al. 2012; Jiang et al. 2005; Zhang 2006)。この中で、企業年齢と企業規模は、企業・四半期間で変化が少ないことから、本研究の分析には適さない。キャッシュ・フローのボラティリティは利益のボラティリティより、投資家の将来予測の不確実性を過大評価する可能性が大きい。株式ビッド・アスク・スプレッドは主に、投資家間の情報の非対称性から生じる不確実性を捉えるものである。本研究では、平均的な投資家が認識する不確実性により近い、株価ボラティリティを採用している。

12) 利益率として、期中平均総資産額に対する営業利益率を採用する。

13) 例えば、2022年第1四半期の「過去5年の同四半期」とは、2021年第1四半期、2020年第1四半期、2019年第1四半期、2018年第1四半期、および2017年第1四半期の5つの四半期のことを指す。

14) 具体的に、まずは企業*i*・四半期*t*と類似した観測値として、以下の手順にしたがい、企業*j*・四半期*t-τ*を複数個抽出する(*t-τ*は、*τ*年前の同四半期を表す)：

- (1) 期末総資産額、利益率、および対前年同四半期の利益率の変化分の3項目のそれぞれに応じて、四半期ごとに、すべての企業を十分位ポートフォリオに分けて、1~10の番号をつける。
- (2) 過去5年の同四半期の観測値から、上記の3項目のすべてにおいて、企業*i*・四半期*t*と同じ番号の十分位ポートフォリオに属する企業*j*・四半期*t-τ*をすべて抽出する。
- (3) 抽出された企業*j*・四半期*t-τ*の対前年同四半期の利益額の変化分の絶対値が、総資産額の50%を上回る場合は、マッチングの結果から除外される。

上記のマッチングの結果として、5個以上の企業*j*・四半期*t-τ*を抽出できた場合に、企業*j*・四半期*t-τ+1*の対前年同四半期からの利益率の変化分の標準偏差を計算し、企業*i*・四半期*t+1*の利益ボラティリティの推定値とする。利益率としては、期中平均総資産額に対する営業利益率を採用する。

15) ここで「会計利益の計算方法から生じる利益ボラティリティ」とは、企業のファンダメンタル利益の変化と無関係な原因から生じるボラティリティのことを指す。例えば、当該企業が利益のボラティリティを増大もしくは減少させるような会計基準を採用している、採用する会計基準を変更した、意図的な利益調整を行っている、意図的でない見積りも誤差が起きている、といった原因が考えられる。



次に、株価ボラティリティを2つの方法で測定する。1つ目の方法は、過去25営業日もしくは75営業日の株式リターンの標準偏差を算出し、決算発表日の株価ボラティリティの推定値とする方法である（それぞれ*Uncertainty\_S1*と*Uncertainty\_S2*）。2つ目の方法として、Bollerslev（1986）のGARCH（1,1）モデルを採用する。t日の株式リターンを $r_t$ 、ボラティリティを $\sigma_t$ で表すと、t+1日のボラティリティは、 $\sigma_{t+1}^2 = \omega + \alpha r_t^2 + \beta \sigma_t^2$ と表すことができる。過去250営業日の株式リターンから、最尤法で $\omega$ 、 $\alpha$ 、および $\beta$ を推定し、決算発表日のボラティリティの推定値を計算できる（*Uncertainty\_S3*）。

GARCHモデルは、株式リターンの単純な標準偏差より、過去の株価変動の情報をより多く予測に反映させるため、金融資産のボラティリティ予測によく使用される手法である。具体的に、一定期間の株式リターンの標準偏差を計算する場合は、当該期間中の情報のみ利用し、また期間中のすべての日の情報を同程度に重要だとみなし、予測に反映させることになる。それに対し、GARCHモデルにしたがう場合は、過去の長期的な株価変動から直近の株価変動まで取り入れ、かつ直近の情報により高いウェイトを置いて、ボラティリティ予想値を計算することになる<sup>16)</sup>。現実の投資家の株価ボラティリティ予測のプロセス、および株価の時系列データの利用方法により近い測定方法だといえる<sup>17)</sup>。

最後に、投資家の情報処理の優先順位を決めるのは、同時に処理が必要な企業間での相対的な不確実性の水準だと考えられる。そのために、*Uncertainty\_E1*、*Uncertainty\_E2*、*Uncertainty\_S1*、*Uncertainty\_S2*、および*Uncertainty\_S3*のそれぞれに対して、同日に決算発表を行った企業の中でパーセンタイル値を算出し、相対的な不確実性の変数とする（それぞれ*Uncertainty\_E1\_rank*、*Uncertainty\_E2\_rank*、*Uncertainty\_S1\_rank*、*Uncertainty\_S2\_rank*、*Uncertainty\_S3\_rank*）。パーセンタイル値が高い（低い）企業は、同日に決算発表を行った企業の中で、相対的に不確実性が高い（低い）ことを意味する。

## 4.2 リサーチ・デザイン

仮説検証を行うにあたり、まずは予備的検証として、企業の絶対的な不確実性の大きさと投資家の決算情報処理との関係を、以下のモデル（1）を用いて検証する。

$$Google\_search\_name_{it} = \beta_0 + \beta_1 Uncertainty_{it} + controls + fixed\ effects + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

*i*は企業、*t*は四半期を表す。*Uncertainty*には、*Uncertainty\_E1*、*Uncertainty\_E2*、*Uncertainty\_S1*、*Uncertainty\_S2*、および*Uncertainty\_S3*をそれぞれ代入する。*Uncertainty*の係数 $\beta_1$ が有意に正（負）になると、不確実性が高い（低い）企業ほど、投資家の決算情報処理が活発であることを意味し、仮説1（仮説2）と整合する結果となる。

投資家の情報処理に影響を及ぼす他の要因をコントロールするために、以下のコントロール変数を追

16) GARCHモデルおよびその推定方法の詳細については、Bollerslev（1986）もしくはEngle（2001）を参照してほしい。

17) ここでは、投資家が集中的な決算発表の到来を予測でき、あらかじめ決算情報処理の優先順位を決定することを想定している。そのため、投資家が企業の不確実性を予測し、決算情報処理の優先順位を決定する段階では、決算発表集中による影響を受けないと推測される。ただし、常に少なからず情報処理キャパシティの制約に直面する投資家は、必ずしも本研究で採用したような複雑な方法で不確実性を測定できるとは限らない。

加する。まず、同日の決算発表件数が多いほど、投資家の情報処理は減少するため (Drake et al. 2012; Hirshleifer et al. 2009; 森脇 2016a, b)、同日の決算発表企業数 ( $EA\_number$ ) をコントロール変数として追加する。 $EA\_number$ の予測符号は負である。次に、期待外利益の大きさ ( $Unexpected\_income$ ) は、企業の不確実性および決算発表当日の投資家の情報処理と同時に正に相関する可能性が考えられるため、コントロール変数として追加する。

また、先行研究を参考に、企業規模、成長性、証券アナリストの分析情報、経営者の赤字予想の公表による影響、および第4四半期の行動変化をコントロールする (Andrei et al. 2023; Ben-Rephael et al. 2017; Drake et al. 2012; deHaan et al. 2015; Hirshleifer et al. 2009; Liu et al. 2023; 森脇 2016a, b)。それぞれ、総資産額 ( $Size$ )、株価純資産倍率 ( $PBR$ )、証券アナリストのフォロー数 ( $Analyst\_coverage$ )、経営者の営業利益予想が負である場合に1をとるダミー変数 ( $Loss\_forecast$ )、および第4四半期に1をとるダミー変数 ( $Q4$ ) をコントロール変数としてモデルに追加する。

これらの変数については、係数の推定結果が正になると予想される。具体的に、規模が大きい企業、成長性が高い企業、および事前に赤字予想を公表した企業は、投資家の関心が高いと考えられる。証券アナリストのフォロー数について、迅速な意思決定が求められる決算発表時には、証券アナリストの分析情報を入手しやすい企業ほど、情報処理が増加すると考えられる。また、年度末である第4四半期には、他の四半期より活発な情報処理が期待される。最後に、決算発表の曜日 ( $weekday$ )、企業の上場取引所 ( $market$ )、および年度 ( $year$ ) の固定効果をコントロールする。変数の計算方法の詳細は表1にまとめている。

次に、本研究の主要な関心事である、企業の相対的な不確実性の大きさと投資家の情報処理の優先順位の間関係を、以下のモデル (2) を用いて検証する。

$$Google\_search\_name_{it} = \beta_0 + \beta_1 Uncertainty\_rank_{it} + controls + fixed\ effects + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Uncertainty\_rank$ には、相対的な不確実性を表す  $Uncertainty\_E1\_rank$ 、 $Uncertainty\_E2\_rank$ 、 $Uncertainty\_S1\_rank$ 、 $Uncertainty\_S2\_rank$ 、および  $Uncertainty\_S3\_rank$  をそれぞれ代入する。 $Uncertainty\_rank$ の係数  $\beta_1$  が有意に正 (負) になると、同日に決算発表を行った企業の中で、投資家が相対的に不確実性の高い (低い) 企業の情報処理を優先する、ということの意味する。仮説1 (仮説2) を支持する結果だと解釈できる。なお、コントロール変数と固定効果についてはモデル (1) と同様である<sup>18)</sup>。

18) 分析においては、 $EA\_number$ 、 $Uncertainty\_E1\_rank$ 、 $Uncertainty\_E2\_rank$ 、 $Uncertainty\_S1\_rank$ 、 $Uncertainty\_S2\_rank$ 、 $Uncertainty\_S3\_rank$ 、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えている。

表1 変数定義

パネルA：投資家の情報処理	
<i>Google_search_name</i>	決算発表日の企業名Google検索量指数に、付録に記載される時系列調整を加えたもの。企業名として、日経Financial QUESTに収録される「漢字略称（会社の種類を除くなど、15文字以内に短縮した社名）」を採用。100を足して自然対数に変換したもの。
<i>Google_search_ticker</i>	決算発表日の株式ティッカーGoogle検索量指数に、付録に記載される時系列調整を加えたもの。100を足して自然対数に変換したもの。
<i>Bloomberg_search</i>	決算発表日のBloomberg企業ニュース検索・閲覧量の指数。1を足して自然対数に変換したもの。
パネルB：企業の不確実性	
<i>Uncertainty_E1</i>	ヒストリカル利益ボラティリティ。過去5年の同四半期の利益率の標準偏差に1を足して自然対数に変換したもの。利益率として期中平均総資産額に対する営業利益率を採用。過去5年の同四半期の利益率を取得できない場合は欠損値とする。
<i>Uncertainty_E2</i>	マッチングを通じて推定した利益ボラティリティ。第4.1.2節に記載されるマッチング手順にしたがって抽出される企業・四半期の前四半期からの利益率の変化分の標準偏差に、1を足して自然対数に変換したもの。利益率として期中平均総資産額に対する営業利益率を採用。
<i>Uncertainty_S1</i>	決算発表日より過去25営業日の株式リターンの標準偏差に1を足して自然対数に変換したもの。過去25営業日の中で20日以上株式リターンを取得できない場合は欠損値とする。
<i>Uncertainty_S2</i>	決算発表日より過去75営業日の株式リターンの標準偏差に1を足して自然対数に変換したもの。過去75営業日の中で60日以上株式リターンを取得できない場合は欠損値とする。
<i>Uncertainty_S3</i>	決算発表日より過去250営業日の株式リターンを用いて、GARCH(1,1)モデルにしたがって推定される、決算発表日の株式ボラティリティに1を足して自然対数に変換したもの。過去250営業日の中で200日以上株式リターンを取得できない場合は欠損値とする。
<i>Uncertainty_E1_rank</i>	同日に決算発表を行った企業の中での <i>Uncertainty_E1</i> のパーセンタイル値に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Uncertainty_E2_rank</i>	同日に決算発表を行った企業の中での <i>Uncertainty_E2</i> のパーセンタイル値に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Uncertainty_S1_rank</i>	同日に決算発表を行った企業の中での <i>Uncertainty_S1</i> のパーセンタイル値に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Uncertainty_S2_rank</i>	同日に決算発表を行った企業の中での <i>Uncertainty_S2</i> のパーセンタイル値に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Uncertainty_S3_rank</i>	同日に決算発表を行った企業の中での <i>Uncertainty_S3</i> のパーセンタイル値に1を足して自然対数に変換したもの。
パネルC：コントロール変数	
<i>EA_number</i>	同日に決算発表を行った企業の数自然対数に変換したもの。
<i>Size</i>	前四半期末の総資産額を自然対数に変換したもの。
<i>PBR</i>	決算発表日の株価純資産倍率に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Analyst_coverage</i>	決算発表前月のアナリストフォロー人数の月間平均（取得できない場合は0とする）に1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Loss_forecast</i>	決算発表直前の経営者営業利益予想が負である場合に1、それ以外に0をとるダミー変数。
<i>Unexpected_income</i>	営業利益の対前年同四半期の変化額の絶対値を、前年同四半期期中平均総資産額で割ったものに1を足して自然対数に変換したもの。
<i>Q4</i>	第4四半期に1、それ以外に0をとるダミー変数。
<i>Most_crowded_2days</i>	サンプル期間を3ヶ月ごとに分割した場合の、各3ヶ月間の中で決算発表件数が最も多い2日間に1、それ以外に0をとるダミー変数。
<i>Most_crowded_4days</i>	サンプル期間を3ヶ月ごとに分割した場合の、各3ヶ月間の中で決算発表件数が最も多い4日間に1、それ以外に0をとるダミー変数。
<i>Most_crowded_6days</i>	サンプル期間を3ヶ月ごとに分割した場合の、各3ヶ月間の中で決算発表件数が最も多い6日間に1、それ以外に0をとるダミー変数。
<i>weekday</i>	決算発表の曜日の固定効果。
<i>market</i>	上場取引所の固定効果。
<i>year</i>	会計年度の固定効果。

## 5. 主要な分析結果

### 5.1 サンプルの選択と記述統計量

分析に使用するデータについて、企業財務データと株式市場データは日経NEEDS Financial QUESTより、証券アナリストのフォロー数のデータはBloombergより取得した。またGoogle企業名検索量の指数は、Google Trendsからダウンロードした。企業の決算発表日として、日経NEEDS Financial QUESTに収録される「決算発表日（決算短信を証券取引所もしくは証券業協会に提出した日）」を使用した。

サンプル選択の手順は、表2にまとめている。2010年4月から2022年3月までに決算期を変更していない、日本国内の3,700企業(122,257個の企業・四半期)を最初のサンプルとして抽出した。このうち、(1) 決算期末から決算発表日までの日数が3日以下もしくは100日以上である、(2) *Google\_search\_name*のデータを取得できない、(3) *Uncertainty\_E1*、*Uncertainty\_E2*、*Uncertainty\_S1*、*Uncertainty\_S2*、および*Uncertainty\_S3*のいずれも計算できない観測値を除外した。最終的に分析に用いるサンプルのサイズは90,055観測値である。

表2 サンプル選択

選択基準	企業・四半期
2010年4月から2022年3月まで、決算期を変更していない企業	122,257
以下を除外：	
決算期末から決算発表日までの日数が3日以下もしくは100日以上	770
<i>Google_search_name</i> のデータを取得できない	30,502
<i>Uncertainty_E1</i> 、 <i>Uncertainty_E2</i> 、 <i>Uncertainty_S1</i> 、 <i>Uncertainty_S2</i> 、 <i>Uncertainty_S3</i> のいずれもデータを取得できない	930
最終的に分析に使用するサンプル	90,055

表3と表4はそれぞれ、変数の記述統計量と相関係数行列を示している。表4から読み取れるように、*Google\_search\_name*は絶対的な不確実性の変数である*Uncertainty\_E1*および*Uncertainty\_S1*から*Uncertainty\_S3*、また相対的な不確実性の変数である*Uncertainty\_S1\_rank*から*Uncertainty\_S3\_rank*と有意に正に相関している（それぞれ0.0092から0.0247、0.0143から0.0235）。これは、仮説1と整合的な結果である。反対に、*Uncertainty\_E2\_rank*との間には、有意に負の相関が観察される(-0.0177)。

表3 サンプルの記述統計量

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25%値	中央値	75%値	最大値
Google_search_name	90,055	4.6746	0.1311	4.4872	4.6032	4.6120	4.7102	5.2258
Uncertainty_E1	76,182	0.0073	0.0075	0.0003	0.0029	0.0050	0.0088	0.0582
Uncertainty_E2	75,982	0.0144	0.0309	0.0019	0.0052	0.0076	0.0123	0.4401
Uncertainty_S1	84,552	0.0192	0.0106	0.0038	0.0123	0.0169	0.0231	0.0775
Uncertainty_S2	84,296	0.0208	0.0104	0.0048	0.0138	0.0185	0.0249	0.0735
Uncertainty_S3	84,813	0.0214	0.0108	0.0050	0.0144	0.0191	0.0255	0.0842
Uncertainty_E1_rank	76,182	0.3840	0.1962	0.0018	0.2231	0.4006	0.5543	0.6931
Uncertainty_E2_rank	75,982	0.3828	0.1956	0.0016	0.2231	0.3988	0.5518	0.6931
Uncertainty_S1_rank	84,552	0.3821	0.1959	0.0013	0.2209	0.3982	0.5515	0.6931
Uncertainty_S2_rank	84,296	0.3801	0.1956	0.0014	0.2187	0.3951	0.5488	0.6931
Uncertainty_S3_rank	84,813	0.3810	0.1961	0.0014	0.2191	0.3967	0.5502	0.6931
EA_number	90,055	4.9795	1.0770	0.0000	4.6540	5.1985	5.7038	6.6606
Size	89,060	10.8880	1.7709	7.0868	9.7076	10.6969	11.8194	16.2944
PBR	84,893	0.7801	0.4551	0.1769	0.4711	0.6575	0.9455	3.0571
Analyst_coverage	90,055	0.4133	0.8303	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	3.0445
Loss_forecast	90,055	0.0748	0.2631	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
Unexpected_income	83,908	0.0089	0.0124	0.0000	0.0020	0.0049	0.0104	0.1032
Q4	90,055	0.2368	0.4251	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

注1) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注2) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注3) EA\_number、Uncertainty\_E1\_rankからUncertainty\_S3\_rank、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えた。

表4 相関係数行列

	Google_search_name	Uncertainty_E1	Uncertainty_E2	Uncertainty_S1	Uncertainty_S2	Uncertainty_S3	Uncertainty_E1_rank	Uncertainty_E2_rank	Uncertainty_S1_rank
Google_search_name	1.0***								
Uncertainty_E1	0.0092**	1.0***							
Uncertainty_E2	-0.0015	0.3866***	1.0***						
Uncertainty_S1	0.0247***	0.2212***	0.1384***	1.0***					
Uncertainty_S2	0.0181***	0.2773***	0.1625***	0.8146***	1.0***				
Uncertainty_S3	0.0126***	0.2519***	0.1503***	0.7923***	0.7709***	1.0***			
Uncertainty_E1_rank	-0.0017	0.7103***	0.2641***	0.1941***	0.2382***	0.2248***	1.0***		
Uncertainty_E2_rank	-0.0177***	0.3970***	0.3959***	0.1271***	0.1599***	0.1445***	0.4621***	1.0***	
Uncertainty_S1_rank	0.0235***	0.1926***	0.0960***	0.7573***	0.6564***	0.6702***	0.2259***	0.1088***	1.0***
Uncertainty_S2_rank	0.0205***	0.2361***	0.1177***	0.6614***	0.7752***	0.6687***	0.2778***	0.1448***	0.8338***
Uncertainty_S3_rank	0.0143***	0.2281***	0.1142***	0.6437***	0.6605***	0.8010***	0.2684***	0.1372***	0.8219***
EA_number	0.0106***	-0.0180***	-0.0208***	-0.0138***	0.0029	-0.0123***	-0.0864***	-0.0834***	-0.0736***
Size	0.1932***	-0.3246***	-0.2730***	-0.1830***	-0.2295***	-0.2147***	-0.3330***	-0.4493***	-0.0694***
PBR	0.0570***	0.3006***	0.2231***	0.2553***	0.2948***	0.2706***	0.2432***	0.2376***	0.2368***
Analyst_coverage	0.1182***	-0.0465***	-0.0763***	-0.0244***	-0.0385***	-0.0382***	-0.0438***	-0.1620***	0.0606***
Loss_forecast	-0.0175***	0.0511***	0.0247***	0.0548***	0.0829***	0.0680***	0.0300***	0.0233***	0.0406***
Unexpected_income	0.0199***	0.5482***	0.3009***	0.2230***	0.2724***	0.2563***	0.3891***	0.3160***	0.1869***
Q4	0.0000	0.0556***	0.0127***	0.0310***	0.0861***	0.0252***	-0.0064*	0.0066*	-0.0068**
	Uncertainty_S2_rank	Uncertainty_S3_rank	EA_number	Size	PBR	Analyst_coverage	Loss_forecast	Unexpected_income	Q4
Uncertainty_S2_rank	1.0***								
Uncertainty_S3_rank	0.8326***	1.0***							
EA_number	-0.0739***	-0.0716***	1.0***						
Size	-0.1126***	-0.1117***	0.0476***	1.0***					
PBR	0.2690***	0.2491***	-0.0989***	-0.2404***	1.0***				
Analyst_coverage	0.0552***	0.0510***	-0.0171***	0.5730***	0.1628***	1.0***			
Loss_forecast	0.0486***	0.0482***	0.0316***	-0.0684***	-0.0081**	-0.0454***	1.0***		
Unexpected_income	0.2192***	0.2137***	-0.0095***	-0.2876***	0.3223***	-0.0523***	0.0466***	1.0***	
Q4	-0.0175***	-0.0093***	0.0684***	-0.0004	-0.0004	-0.0082**	0.2462***	0.0124***	1.0***

注1) ピアソン相関係数を使用している。

注2) \*\*\*1%水準有意、\*\*5%水準有意、\*10%水準有意。

注3) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注4) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注5) EA\_number、Uncertainty\_E1\_rankからUncertainty\_S3\_rank、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えた。

## 5.2 仮説検証

本節では、主要な分析結果として、モデル（1）とモデル（2）の推定結果を提示する。モデル（1）は、企業の絶対的な不確実性と投資家の情報処理の関係に対する、予備的な検証である。表5にモデル（1）の推定結果を要約している。t値の計算においては、分散不均一性頑健な標準誤差を使用している。5つある不確実性の変数の中で、*Uncertainty\_E1*、*Uncertainty\_S1*、*Uncertainty\_S2*、および*Uncertainty\_S3*の4つについて有意な推定結果を得られており、すべて正の係数となっている（0.2340から0.3421）。*Uncertainty\_E2*については、有意な結果を確認できなかった。コントロール変数について、*Size*、*PBR*、*Analyst\_coverage*、および*Unexpected\_income*については予測どおりに、すべての推定において正の結果となっている。*EA\_number*、*Loss\_forecast*、および*Q4*については、有意な結果を確認できなかった。

この結果は、不確実性が高い企業ほど、投資家の決算情報処理が活発であることを示唆しており、仮説1と整合的である。経済的有意性について、この結果は、企業の絶対的な不確実性が1%上昇するのに伴い、決算発表日の企業名Google検索量が約0.2340%から0.3421%増大することを意味している。

表5 モデル（1）の推定結果

	<i>Uncertainty_E1</i>	<i>Uncertainty_E2</i>	<i>Uncertainty_S1</i>	<i>Uncertainty_S2</i>	<i>Uncertainty_S3</i>
<i>Uncertainty</i> (t値)	0.2805*** (3.1625)	0.0198 (1.1846)	0.3421*** (7.3242)	0.3140*** (6.5814)	0.2340*** (5.1979)
<i>EA_number</i> (t値)	0.0003 (0.6263)	0.0002 (0.4041)	0.0003 (0.6674)	0.0003 (0.5766)	0.0003 (0.6177)
<i>Size</i> (t値)	0.0116*** (21.6010)	0.0110*** (20.6327)	0.0112*** (22.5946)	0.0113*** (22.6234)	0.0111*** (22.3174)
<i>PBR</i> (t値)	0.0323*** (22.2032)	0.0341*** (23.9572)	0.0329*** (24.4629)	0.0329*** (24.3618)	0.0331*** (24.6286)
<i>Analyst_coverage</i> (t値)	0.0041*** (4.9857)	0.0039*** (4.6089)	0.0036*** (4.5009)	0.0036*** (4.4600)	0.0037*** (4.6210)
<i>Loss_forecast</i> (t値)	-0.0003 (-0.1641)	0.0012 (0.6609)	-0.0000 (-0.0148)	-0.0000 (-0.0152)	-0.0000 (-0.0083)
<i>Unexpected_income</i> (t値)	0.1668*** (3.0812)	0.2172*** (4.7040)	0.1957*** (4.5966)	0.1945*** (4.5505)	0.2034*** (4.7699)
<i>Q4</i> (t値)	0.0004 (0.3613)	0.0002 (0.1647)	0.0000 (0.0161)	-0.0005 (-0.4176)	0.0000 (0.0364)
<i>Intercept</i> (t値)	4.5195*** (628.9454)	4.5301*** (633.4681)	4.5207*** (672.9217)	4.5197*** (666.8075)	4.5240*** (672.3929)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0370	0.0344	0.0358	0.0357	0.0353
観測値数	71,412	71,245	78,142	78,043	78,389

注1) *Google\_search\_name*を被説明変数とした推定結果である。

注2) t値の計算においては、分散不均一性頑健な標準誤差を使用している。

注3) 回帰推定の際には、決算発表の曜日固定効果、上場取引所の固定効果、および年度固定効果をコントロールしている。

注4) \*\*\*1%水準有意、\*\*5%水準有意、\*10%水準有意。

注5) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注6) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注7) *EA\_number*とダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えた。

注8) 各推定の際には、それぞれ必要な変数のすべてを取得できる企業・四半期をサンプルとして使用しているため、観測値数は異なる。

続いて、モデル（2）は、本研究の主要な関心である、企業の相対的な不確実性と投資家の情報処理の関係を検証するモデルである。表6の推定結果から読み取れるとおりに、5つある相対的な不確実性の変数については、すべて有意に正の推定結果となっている（0.0038から0.0093）。特に、モデル（1）の推定の際に、*Uncertainty\_E2*について有意な結果を得られなかったのに対し、モデル（2）では*Uncertainty\_E2\_rank*について有意な推定結果を確認できている。

これらの結果は、複数企業が同日に決算発表を行った場合、投資家はその中で相対的に不確実性の高い企業を優先的に処理する、ということを示唆している。モデル（1）の予備的検証と整合的で、仮説1を支持するものである<sup>19)</sup>。経済的有意性については、企業の相対的な不確実性が1%上昇するのに伴

表6 モデル（2）の推定結果

	<i>Uncertainty_E1</i> _rank	<i>Uncertainty_E2</i> _rank	<i>Uncertainty_S1</i> _rank	<i>Uncertainty_S2</i> _rank	<i>Uncertainty_S3</i> _rank
<i>Uncertainty_rank</i> ( <i>t</i> 値)	0.0090*** (3.2680)	0.0093*** (3.3431)	0.0038* (1.6613)	0.0062*** (2.6608)	0.0038* (1.6702)
<i>EA_number</i> ( <i>t</i> 値)	0.0004 (0.8844)	0.0003 (0.6044)	0.0004 (0.8332)	0.0004 (0.8946)	0.0003 (0.7793)
<i>Size</i> ( <i>t</i> 値)	0.0117*** (21.4008)	0.0115*** (20.6225)	0.0110*** (22.1552)	0.0110*** (22.2351)	0.0109*** (22.0258)
<i>PBR</i> ( <i>t</i> 値)	0.0327*** (22.6896)	0.0339*** (23.8981)	0.0339*** (25.1870)	0.0339*** (25.0295)	0.0338*** (25.0981)
<i>Analyst_coverage</i> ( <i>t</i> 値)	0.0040*** (4.7557)	0.0036*** (4.3107)	0.0037*** (4.6176)	0.0036*** (4.5144)	0.0037*** (4.6599)
<i>Loss_forecast</i> ( <i>t</i> 値)	-0.0003 (-0.1740)	0.0013 (0.6842)	0.0004 (0.2621)	0.0004 (0.2047)	0.0003 (0.2035)
<i>Unexpected_income</i> ( <i>t</i> 値)	0.2048*** (4.1193)	0.2036*** (4.4270)	0.2257*** (5.2845)	0.2206*** (5.1546)	0.2258*** (5.2840)
<i>Q4</i> ( <i>t</i> 値)	0.0007 (0.5862)	0.0001 (0.1238)	0.0001 (0.0926)	0.0001 (0.0913)	0.0001 (0.0702)
<i>Intercept</i> ( <i>t</i> 値)	4.5153*** (598.8777)	4.5215*** (589.6386)	4.5271*** (676.4419)	4.5253*** (672.7572)	4.5283*** (675.6618)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0370	0.0345	0.0351	0.0352	0.0350
観測値数	71,412	71,245	78,142	78,043	78,389

注1) *Google\_search\_name*を被説明変数とした推定結果である。

注2) *t*値の計算においては、分散不均一性頑健な標準誤差を使用している。

注3) 回帰推定の際には、決算発表の曜日固定効果、上場取引所の固定効果、および年度固定効果をコントロールしている。

注4) \*\*\*1%水準有意、\*\*5%水準有意、\*10%水準有意。

注5) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注6) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注7) *EA\_number*、*Uncertainty\_E1\_rank*から*Uncertainty\_S3\_rank*、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセントイル値と1パーセントイル値に置き換えた。

注8) 各推定の際には、それぞれ必要な変数のすべてを取得できる企業・四半期をサンプルとして使用しているため、観測値数は異なる。

19) ただし、このような関係は、必ずしも決算情報に対する投資家の処理活動についてのみ観察される現象ではなく、決算発表がない期間にも存在しうるものである。そこで、決算発表時という特殊なタイミングにおける、投資家の情報処理と企業の不確実性の関係を明らかにするために、決算情報に対する投資家の処理活動とそれ以外の期間との差異を反映する、決算発表当日の異常企業名Google検索量を算出し、再度モデル（2）の推定を行った。異常企業名Google検索量は具体的に、Liu et al. (2023)などを参考に、決算発表当日の企業名Google検索量から、決算発表日の10日前から起算した過去365日間（当該期間中の決算発表がある日の±10日間は除く）の平均を差し引いた後、同期間の平均もしくは標準偏差で除することで計算した。その結果、少なくとも一部の相対的な不確実性の変数については、主要な分析結果と同様に、投資家の決算情報処理との間に正の関係があることを確かめられた。

い、決算発表当日の企業名Google検索量が約0.0038%から0.0093%増大することを意味する結果である。なお、コントロール変数の推定結果は、モデル（1）と概ね同じである<sup>20, 21)</sup>。

## 6. 追加的検証

### 6.1 追加分析1

本研究では、投資家が優先順位を決めて、一部の情報だけを迅速に処理する理由として、情報処理キャパシティの制約による影響を想定している。しかし、第5.2節の推定結果は、企業の不確実性と投資家の情報処理の間に、情報処理キャパシティの制約にかかわらず、正の関係が存在する可能性を示唆している。そのため、情報処理キャパシティによる影響をより明らかにするために、企業の不確実性と投資家の情報処理の関連性に対する、投資家の情報処理キャパシティの制約による影響の大きさ、すなわち決算発表の集中度の影響を追加的に検証する。

具体的には、以下のモデル（3）を推定することで検証を行う。まずは、3ヶ月ごとに決算発表の件数が最も多い2日間、4日間、および6日間を抽出し、当該日に1をとるダミー変数*Most\_crowded\_2days*、*Most\_crowded\_4days*、および*Most\_crowded\_6days*を作成する。続いて、それぞれのダミー変数を以下のモデル（3）の*Most\_crowded\_days*に代入し、推定を行う。他の変数についてはモデル（2）と同様である<sup>22)</sup>。

$$\begin{aligned} Google\_search\_name_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Uncertainty\_rank_{it} + \beta_2 Most\_crowded\_days_i \\ & + \beta_3 Uncertainty\_rank_{it} * Most\_crowded\_days_i \\ & + controls + fixed\ effects + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$\beta_3$ が有意に正となれば、決算発表の集中度が高く、投資家の情報処理キャパシティの制約による影響が大きい場合に、企業の不確実性と投資家の情報処理の正の関係が増強する、という傾向を示唆する結果だといえる。なお、決算発表の集中度が高ければ高いほど、その傾向がより顕著に現れることが予想されるため、*Most\_crowded\_6days*から*Most\_crowded\_2days*の順番に結果が強くなると予測する<sup>23)</sup>。

分析の結果は表7に要約している。紙幅の関係で、ここではコントロール変数の推定結果を省略している。パネルA、B、Cはそれぞれ、*Most\_crowded\_2days*、*Most\_crowded\_4days*、*Most\_crowded\_6days*を変数として使用した推定結果である。パネルAをみると、*Uncertainty\_rank \* Most\_crowded\_2days*の係数は、*Uncertainty\_E1\_rank*および*Uncertainty\_E2\_rank*において有意に正となっている。パネルBも同様な推定結果を示している。一方で、パネルCでは、*Uncertainty\_E2\_rank*の係数のみが有意に正であり、*Uncertainty\_E1\_rank*については有意な推

20) モデル（1）およびモデル（2）に対してVIFを確かめた結果、*Size*と*EA\_number*の2つのコントロール変数において、多重共線性の懸念が大きいことが判明した。ただし、両変数を含めない場合も、概ね同様な推定結果が得られることを確認できている。

21) 企業固定効果をコントロールした場合も、弱いながら概ね同じ結果が観察される。

22) *Most\_crowded\_days*との重複を避けるために、*EA\_number*はモデル（3）のコントロール変数に含めていない。

23) サンプル企業の決算発表の集中状況について確認した結果、上位2日間、4日間、および6日間の決算発表件数が合計の件数に占める割合はそれぞれ28.69%、46.16%、および59.40%である。



表7 追加分析1の結果

パネルA：決算発表集中度上位2日間とそれ以外を比較した場合

	<i>Uncertainty</i> <i>_E1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_E2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S3_rank</i>
<i>Uncertainty_rank</i> ( <i>t</i> 値)	0.0052 (1.6120)	0.0042 (1.2958)	0.0050* (1.8268)	0.0063** (2.2553)	0.0041 (1.4965)
<i>Most_crowded_2days</i> ( <i>t</i> 値)	-0.0035 (-1.5585)	-0.0052** (-2.2844)	0.0024 (1.1691)	0.0010 (0.4807)	0.0012 (0.5702)
<i>Uncertainty_rank*Most_crowded_2days</i> ( <i>t</i> 値)	0.0120** (2.3564)	0.0167*** (3.2345)	-0.0043 (-0.8936)	-0.0006 (-0.1199)	-0.0012 (-0.2493)
<i>Intercept</i> ( <i>t</i> 値)	4.5185*** (614.1004)	4.5246*** (603.3758)	4.5280*** (694.0743)	4.5268*** (690.4942)	4.5295*** (693.3356)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0371	0.0347	0.0351	0.0352	0.0350

パネルB：決算発表集中度上位4日間とそれ以外を比較した場合

	<i>Uncertainty</i> <i>_E1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_E2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S3_rank</i>
<i>Uncertainty_rank</i> ( <i>t</i> 値)	0.0029 (0.7805)	0.0023 (0.6345)	0.0066** (2.0783)	0.0081** (2.5179)	0.0071** (2.2425)
<i>Most_crowded_4days</i> ( <i>t</i> 値)	-0.0046** (-2.2023)	-0.0056*** (-2.6270)	0.0023 (1.2319)	0.0016 (0.8492)	0.0027 (1.4097)
<i>Uncertainty_rank*Most_crowded_4days</i> ( <i>t</i> 値)	0.0125*** (2.5873)	0.0143*** (2.9735)	-0.0060 (-1.3515)	-0.0041 (-0.9317)	-0.0070 (-1.5894)
<i>Intercept</i> ( <i>t</i> 値)	4.5197*** (612.0562)	4.5257*** (601.1882)	4.5274*** (690.5358)	4.5261*** (687.2464)	4.5283*** (689.5879)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0371	0.0347	0.0351	0.0352	0.0350

パネルC：決算発表集中度上位6日間とそれ以外を比較した場合

	<i>Uncertainty</i> <i>_E1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_E2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S1_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S2_rank</i>	<i>Uncertainty</i> <i>_S3_rank</i>
<i>Uncertainty_rank</i> ( <i>t</i> 値)	0.0064 (1.5345)	0.0015 (0.3618)	0.0098*** (2.6548)	0.0101*** (2.7131)	0.0101*** (2.7416)
<i>Most_crowded_6days</i> ( <i>t</i> 値)	-0.0010 (-0.4439)	-0.0043* (-1.9458)	0.0046** (2.3668)	0.0033* (1.6872)	0.0047** (2.4276)
<i>Uncertainty_rank*Most_crowded_6days</i> ( <i>t</i> 値)	0.0040 (0.7902)	0.0125** (2.5032)	-0.0098** (-2.1221)	-0.0064 (-1.3846)	-0.0102** (-2.2297)
<i>Intercept</i> ( <i>t</i> 値)	4.5179*** (607.5850)	4.5257*** (596.6443)	4.5257*** (684.4110)	4.5249*** (682.2186)	4.5267*** (683.5776)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0370	0.0346	0.0352	0.0352	0.0350
観測値数	71,412	71,245	78,142	78,043	78,389

注1) *Google\_search\_name*を被説明変数とした推定結果である。

注2) *t*値の計算においては、分散不均一性頑健な標準誤差を使用している。

注3) 回帰推定の際には、コントロール変数として、*Size*、*PBR*、*Analyst\_coverage*、*Loss\_forecast*、*Unexpected\_income*、および*Q4*を追加している。

注4) 決算発表の曜日固定効果、上場取引所の固定効果、および年度固定効果をコントロールしている。

注5) \*\*\* 1%水準有意、\*\* 5%水準有意、\*10%水準有意。

注6) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注7) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注8) *Uncertainty\_E1\_rank*から*Uncertainty\_S3\_rank*、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えた。

注9) 各推定の際には、それぞれ必要な変数のすべて36てを取得できる企業・四半期をサンプルとして使用しているため、観測値数は異なる。

定結果を得られていない。

これらの結果の一連の変化は、少なくとも利益予測の不確実性に関して、決算発表の集中度が高いほど、企業の不確実性と投資家の情報処理の関係が増強することを意味している。すなわち、情報処理キャパシティの制約による影響が高いほど、投資家が企業の不確実性に応じて情報処理の優先順位を決める傾向が強くなる、という本研究の予測と一致する結果だといえる。ただし、株価予測の不確実性については、同様な結果が観察されていない。

## 6.2 追加分析 2

さらに、投資家の情報処理の代理変数として、新たに2つの代替的な変数を採用する。それぞれ、企業の株式ティッカー（数字4桁）のGoogle検索量およびBloomberg上の企業ニュース検索・閲覧量の指数である。まず、株式ティッカーのGoogle検索量は、以下の2つの理由で、企業名のGoogle検索量が代理変数として抱える測定誤差の一部を軽減できると考えられる。1つ目に、企業名と異なり、株式ティッカーは原則的に変更されることがない。2つ目に、同じ企業でも、情報検索の際に指定する企業名は、投資家間で異なる可能性がある。反対に、株式ティッカーは1パターンのみ存在する<sup>24)</sup>。

分析にあたっては、*Google\_search\_name*と同様な方法で、株式ティッカーのGoogle検索量を取得し、変数を構築する (*Google\_search\_ticker*)。表8のパネルAに、*Google\_search\_ticker*を被説明変数としたモデル(2)の推定結果をまとめている。表から読み取れるとおり、*Uncertainty\_E2\_rank*を除き、すべての相対的な不確実性の変数において、有意に正の推定結果を得られている。この結果は、主要な分析結果と整合しており、本研究の仮説1を支持するものである。

もう1つの代替的な変数である、Bloomberg上の企業ニュース検索・閲覧量の指数は、Bloombergが専用端末上で配信する企業ニュースを、ユーザーが検索・閲覧した回数にもとづいて算出されるものである。2010年から公表され始め、Ben-Rephael et al. (2017)以降に広く認知されるようになった。ここでは、決算発表日の指数値を取得し、投資家の決算情報処理の代理変数とする (*Bloomberg\_search*)。

*Bloomberg\_search*は以下の2点において、*Google\_search\_name*もしくは*Google\_search\_ticker*（以下「*Google\_search*」）と異なる情報処理活動を捉えていると考えられる。第1に、*Google\_search*は主に個人投資家の情報処理を反映するのに対し、*Bloomberg\_search*は機関投資家の情報処理を反映するものである (Ben-Rephael et al. 2017; Kottimukkalur 2022; Liu et al. 2023)。第2に、*Google\_search*には、インターネット検索から入手できる多種多様な情報に対する処理活動がすべて含まれている。一方で、*Bloomberg\_search*は、ニュース報道に対する関心のみを表すものである。

表8のパネルBに、*Bloomberg\_search*を用いたモデル(2)の推定結果をまとめている。5つある相対的な不確実性の変数の中で、*Uncertainty\_E1\_rank*および*Uncertainty\_S3\_rank*について

24) 企業名の違いに起因する測定誤差を軽減できる反面、4つの数字の組み合わせである株式ティッカーは、検索のキーワードとして曖昧なため、そのGoogle検索量には企業情報と関連しない情報検索が含まれている可能性が高い。したがって、*Google\_search\_ticker*の代理変数としての測定誤差は、必ずしも*Google\_search\_name*より小さいとはいえない。

表8 追加分析2の結果

パネルA: Google_search_ticker					
	<i>Uncertainty_E1_rank</i>	<i>Uncertainty_E2_rank</i>	<i>Uncertainty_S1_rank</i>	<i>Uncertainty_S2_rank</i>	<i>Uncertainty_S3_rank</i>
<i>Uncertainty_rank</i>	0.0043** (2.5483)	0.0009 (0.5273)	0.0058*** (3.8438)	0.0058*** (3.7965)	0.0054*** (3.5849)
<i>EA_number</i>	0.0003 (0.9681)	0.0002 (0.5834)	0.0002 (0.7561)	0.0002 (0.6680)	0.0002 (0.6693)
<i>Size</i>	0.0002 (0.5543)	0.0000 (0.0992)	0.0001 (0.3775)	0.0001 (0.4654)	0.0002 (0.6638)
<i>PBR</i>	0.0034*** (3.7621)	0.0031*** (3.4824)	0.0027*** (3.1526)	0.0026*** (3.0540)	0.0028*** (3.3021)
<i>Analyst_coverage</i>	0.0003 (0.5073)	0.0007 (1.3602)	0.0005 (0.9759)	0.0005 (0.9589)	0.0004 (0.8496)
<i>Loss_forecast</i>	0.0004 (0.3478)	-0.0001 (-0.0914)	-0.0001 (-0.0907)	-0.0001 (-0.0708)	0.0000 (-0.0037)
<i>Unexpected_income</i>	0.0185 (0.5962)	0.0643** (2.1704)	0.0433 (1.5795)	0.0417 (1.5169)	0.0434 (1.5846)
<i>Q4</i>	-0.0018*** (-2.5807)	-0.0013* (-1.8102)	-0.0015** (-2.1757)	-0.0015** (-2.1694)	-0.0015** (-2.1632)
<i>Intercept</i>	4.6370*** (981.3156)	4.6421*** (943.9318)	4.6391*** (1070.6430)	4.6390*** (1069.2147)	4.6383*** (1069.6197)
<i>R-squared Adj.</i>	0.0064	0.0071	0.0077	0.0077	0.0077
観測値数	53,290	53,370	58,344	58,269	58,532
パネルB: Bloomberg_search					
	<i>Uncertainty_E1_rank</i>	<i>Uncertainty_E2_rank</i>	<i>Uncertainty_S1_rank</i>	<i>Uncertainty_S2_rank</i>	<i>Uncertainty_S3_rank</i>
<i>Uncertainty_rank</i>	0.2840** (2.1794)	0.0351 (0.2511)	0.1100 (0.7759)	0.1464 (1.0235)	0.2583* (1.8473)
<i>EA_number</i>	-0.1138*** (-4.6753)	-0.1069*** (-4.2774)	-0.1212*** (-5.1729)	-0.1207*** (-5.1534)	-0.1189*** (-5.1033)
<i>Size</i>	0.1232*** (5.1121)	0.1176*** (4.6303)	0.1174*** (5.0822)	0.1180*** (5.0555)	0.1165*** (5.0346)
<i>PBR</i>	0.2108*** (3.6456)	0.2681*** (4.2948)	0.2222*** (3.9903)	0.2199*** (3.9299)	0.2119*** (3.7878)
<i>Analyst_coverage</i>	0.3328*** (7.7116)	0.3367*** (7.6377)	0.3418*** (8.3755)	0.3422*** (8.3650)	0.3504*** (8.5094)
<i>Loss_forecast</i>	-0.1020 (-1.3053)	-0.0517 (-0.6162)	-0.0859 (-1.1475)	-0.0892 (-1.1884)	-0.0939 (-1.2725)
<i>Unexpected_income</i>	-2.0080 (-1.0062)	-1.9008 (-1.1105)	-1.2938 (-0.8650)	-1.3759 (-0.9269)	-1.5976 (-1.0557)
<i>Q4</i>	-0.0650 (-0.8448)	-0.0494 (-0.6166)	-0.0186 (-0.2552)	-0.0178 (-0.2445)	-0.0369 (-0.5143)
<i>Intercept</i>	-0.8234*** (-2.8205)	-0.7717** (-2.4907)	-0.7197*** (-2.5864)	-0.7393*** (-2.5978)	-0.7686*** (-2.7860)
<i>R-squared Adj.</i>	0.4905	0.4692	0.4952	0.4947	0.5015
観測値数	574	555	609	608	610

注1) *t*値の計算においては、分散不均一性頑健な標準誤差を使用している。

注2) 回帰推定の際には、決算発表の曜日固定効果、上場取引所の固定効果、および年度固定効果をコントロールしている。

注3) \*\*\* 1%水準有意、\*\* 5%水準有意、\*10%水準有意。

注4) 分析に使用しているデータは、Bloomberg、Google Trends、および日経NEEDS Financial QUESTより取得した。

注5) 各変数の定義は表1に記載のとおりである。

注6) *EA\_number*、*Uncertainty\_E1\_rank*から*Uncertainty\_S3\_rank*、およびダミー変数を除くすべての変数について、年度ごとに上下1%をそれぞれ99パーセンタイル値と1パーセンタイル値に置き換えた。

注7) 各推定の際には、それぞれ必要な変数のすべてを取得できる企業・四半期をサンプルとして使用しているため、観測値数は異なる。

は、有意に正の推定結果を得られている。他の変数については有意な結果が観察されていない<sup>25)</sup>。本節の結果は、弱いながら、主要な分析結果と整合しており、投資家が相対的な不確実性の高い企業の情報を優先的に処理する、ということを示唆するものである。

## 7. 要約と展望

本研究は、複数企業の決算発表が同日に集中した際に、投資家がいかに企業の不確実性に応じて情報処理の優先順位を決定するのかを分析した。分析にあたっては、企業の不確実性を利益と株価のボラティリティで測定し、投資家の情報処理を企業情報の Google 検索量で測定した。その結果、同日に決算発表を行った企業の中で、投資家が相対的に不確実性の高い企業の決算情報処理を優先することが明らかとなった。さらに、弱いながら、この結果が決算発表の集中度の上昇に応じてより顕著になることも分かった。これらの結果は、情報処理キャパシティの制約がある場合に、投資家は優先順位を決めて情報処理を行い、その際に不確実性の高い企業を優先する、ということを示唆するものである。

本研究は関連する先行研究に対して、以下のような貢献を有する。第1に、本研究は決算発表が非常に高い割合で集中するという日本の株式市場の特徴に着目し、また同日に決算発表を行った企業の中の相対的な不確実性を分析対象としたことで、現実の投資家行動により即した分析を展開できた。第2に、日本における決算発表集中の問題に対しては、市場の効率性を損なうなどの弊害をもたらすため、多くの関心が寄せられている(石塚・河 1991, 1992a, b; 梅澤 2003; 河 1998; 森脇 2016a, b)。本研究は、その影響の大きさの決定要因として、投資家の情報処理キャパシティの制約による影響、および企業の不確実性がある可能性を示した。将来の研究には例えば、投資家に優先的に処理される企業とそうでない企業の間、決算情報に対する反応の違いを調査するなど、さらなる展開が期待される。第3に、利益と株価のボラティリティの複数の推定手法を導入することで、不確実性の代理変数の妥当性を向上させている。

また、本研究は、経営者を含む市場参加者や規制機関にもインプリケーションを有すると考えられる。例えば、投資家の情報処理キャパシティが有限であるため、投資家が企業ごとに情報処理の優先度を変えているという事実は、効率的な情報開示を目論む経営者にとって重要な関心事となるであろう。規制機関は、投資家の情報処理キャパシティの制約と優先順位の決定基準を勘案することで、より効率的な制度設計を行うことができると考えられる(Hirshleifer et al. 2004; 湯原 2017)。

最後に、本研究の分析結果を解釈する際には、以下の限界点に留意すべきである。第1に、本研究の分析結果は、使用する変数の妥当性に依存することに留意してほしい。情報処理および不確実性の代理変数については、現在最も有効であると思われる変数を採用しているが、将来研究ではより精緻化することが期待される。第2に、本研究では、投資家の情報処理と企業の不確実性の間の正の関係を確認できたが、両者の間の因果関係を解明できていない点に、留意が必要である。

25) ただし、*Bloomberg\_search*を用いた追加分析のサンプル・サイズは、*Google\_search*を用いた分析より小さくなっている。また、同サンプルを用いて*Google\_search\_name*を被説明変数とした推定を行った結果では、一部の相対的な不確実性の変数について有意に負の係数が観察された。*Google\_search\_ticker*の場合は、有意な推定結果を観察できなかった。これらの点は、本追加分析の結果を解釈する際に留意してほしい。

## 付録：Googleワード検索量指数の時系列調整

以下ではMuller（2011）を参考に、Google Trendsよりダウンロードした日次のGoogleワード検索量の指数に対して行った、時系列調整の方法を概説する。Google Trendsからダウンロードできるのは、ワードの検索回数そのものではなく、Googleがそれにもとづいて独自の計算方法で指数化したものである。地域と期間を指定して、あるワードのGoogle検索量を取得しようとする、Googleは同地域、同期間内の他のワードの検索量に対する相対比を出力する。また、出力される検索量指数が0から100までの数値を取り、かつ当該期間中の最高点が100となるように、自動的に指数化計算が行われる。

Googleの特殊な指数化処理は、本研究の変数に大きな測定誤差をもたらす。日次の指数データは、1回のダウンロードで最大8ヶ月分までしか取得できない。それ以上の長期間データが必要な場合は、複数回に分けて8ヶ月ごとにダウンロードする必要がある。本研究の分析に使用したGoogle検索量の指数のデータも、2010から2021年にわたるサンプル期間を18個の長さ8ヶ月間以下の期間に分けて、1期間ずつ、合計18回に分けてダウンロードしたものである。

しかし、8ヶ月ごとにダウンロードされる指数データは、それぞれ相対比計算と指数化計算の基準が異なり、長期間の比較分析に使用できない。具体的に、各回でダウンロードされるのは、Googleが当該8ヶ月間中の他のワード検索量の合計に対する相対比として算出するもののため、相対比計算に使用される分母の大きさが異なる。また、各8ヶ月ごとに、当該期間中の最高点が100となるように指数化計算が行われる。

図A1は、Googleの指数化処理による影響を例示している。「物価上昇」というワードの2021年1月から2022年9月（21ヶ月間）の検索量指数の推移を表している。パネルAは1回のダウンロードで取得した月次データで、パネルBは21回に分けて1ヶ月ごとにダウンロードされた日次データである。パネルAから読み取れるように、「物価上昇」に関する検索は2021年下期から上昇し始め、2022年6月にピークに達し、100の数値となっている。しかし、パネルBの日次指数データを見ると、期間中に最高値の100に達した点は複数ある。このように、複数回に分けてダウンロードされる日次データからは、「物価上昇」に対する検索量の推移を正確に観測できない。

この問題を緩和するために、本研究ではEichenauer et al.（2022）の提案にしたがい、Chow and Lin（1971）が開発した時系列データの調整手法を採用する。Chow and Lin（1971）の手法は元々、GDPなどの経済指標を観察する際に、高頻度の時系列データが長期トレンドを正確に反映しない、という問題に対処するためのものである。マクロ経済領域の学術研究や各国政府、中央銀行の経済分析に広く使用されている手法である。本研究では、以下の手順でChow and Lin（1971）の手法を適用し、日次のGoogle検索量指数に調整を加えている。

調整の際には、日次データと月次データの両方が必要である。月次データは、全サンプル期間のデータを1回のダウンロードでまとめて取得可能なため、同様な問題を抱えない。ここでの目的は、複数回に分けてダウンロードした日次データの各月の平均値が、1回のダウンロードでまとめて取得した月次データと等しくなるように、日次データに調整を加えることである。実際にダウンロードされる日次データをベクトル $X_h = (x_{h,1}, x_{h,2}, \dots, x_{h,T})'$ とし、調整を通じて構築したい日次データを $Y_h = (y_{h,1}, y_{h,2}, \dots, y_{h,T})'$

$2, \dots, y_{h,T})'$ とすると、両者は以下のモデル (A1) にしたがうと仮定できる：

$$\begin{aligned} Y_h &= X_h \beta + U_h \\ U_h &\sim (0, \Sigma_h) \end{aligned} \quad (\text{A1})$$

$U_h = (u_{h,1}, u_{h,2}, \dots, u_{h,T})'$ が定常、 $u_{h,t} = \rho u_{h,t-1} + \varepsilon_{h,t}$ 、 $|\rho| < 1$ 、 $\varepsilon_{h,t} \sim i.i.d. (0, \sigma_h^2)$ と仮定する。 $\beta$ と $U_h$ を推定できれば、実際にダウンロードされる日次データ $X_h$ とあわせて、 $Y_h$ を構築できる。

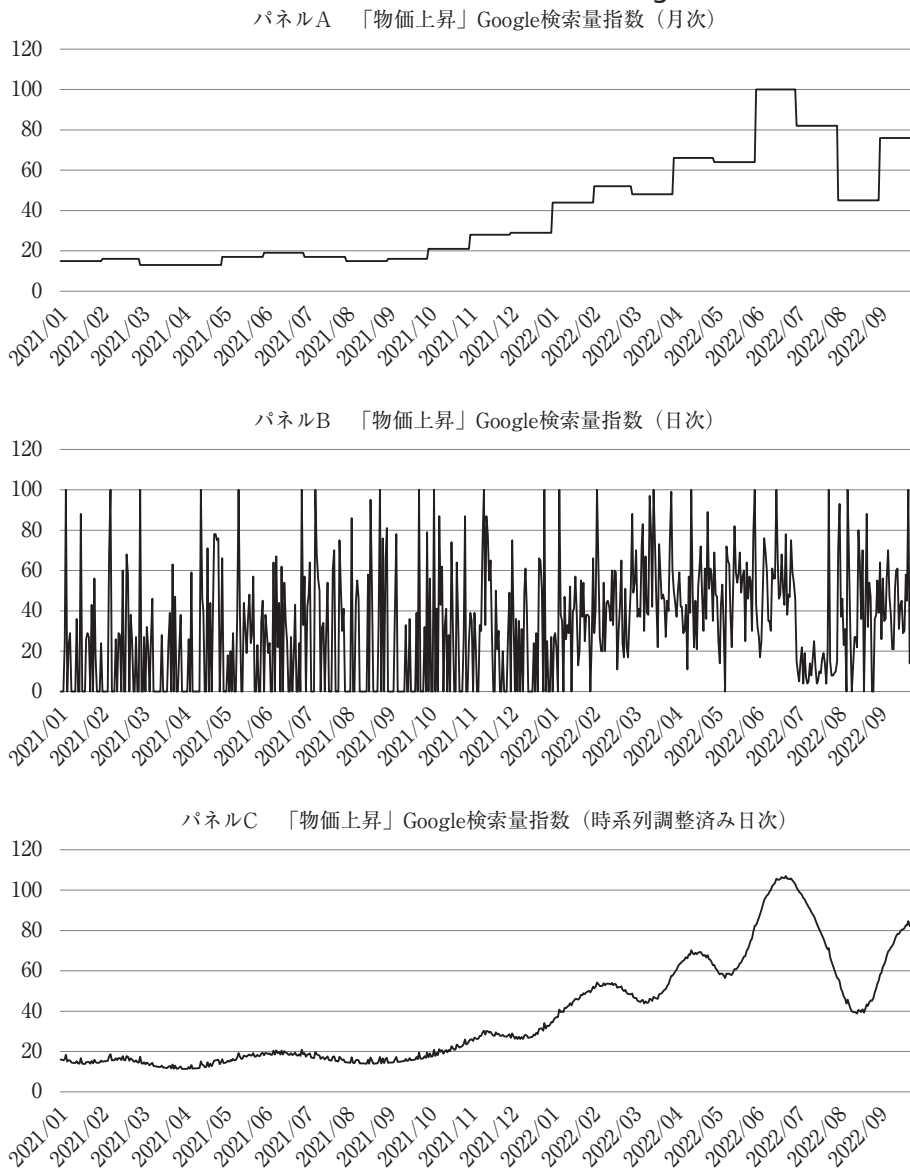
そこで、実際にダウンロードされる日次データから月間平均値を計算することで、新たに月次データ $X_l = (x_{l,1}, x_{l,2}, \dots, x_{l,T})'$ を構築する。平均値の計算は、 $X_h$ に変換行列 $C_m (T/m \times T)$ をかけることで行うとする。 $T$ はサンプル期間の長さ、 $m$ は月間平均を計算するのに使用される日次データの個数、すなわち月間の日数である。実際にダウンロードされる月次データを $Y_l = (y_{l,1}, y_{l,2}, \dots, y_{l,T})'$ と表す。 $X_l$ と $Y_l$ は、下式 (A2) のとおりに (A1) 式と同様なモデルにしたがうと仮定する：

$$Y_l = X_l \beta + U_l \quad (\text{A2})$$

なお、 $Y_l = C_m Y_h$ 、 $X_l = C_m X_h$ 、 $U_l = C_m U_h$ である。この段階で、 $X_l$ と $Y_l$ のデータを用いて、 $\beta$ と $U_l$ を推定できる。 $U_h$ は $C_m$ と $U_l$ から推定できる。その結果として得られる $\beta$ と $U_h$ 、および実際にダウンロードされる日次データ $X_h$ を (A1) 式に代入すれば、 $Y_h$ を構築できる<sup>26)</sup>。例として、図A1のパネルCは、上記の手順にしたがって、「物価上昇」の日次Google検索量指数に時系列調整を加えたものである。パネルAの月次検索量指数と同様に、期間中の推移を概ね正しく反映しているといえる。

26) 推定方法の詳細については、Chow and Lin (1971) もしくはSax and Steiner (2013) を参照してほしい。なお、本来のGoogle検索量指数が0から100までの数値をとるのに対し、時系列調整後のデータは0以下もしくは100以上の数値をとることもある。

図A1 2021年1月～2022年9月の「物価上昇」 Google 検索量指数の推移



《参考文献》

- Adachi, Y., Masuda, M., Takeda, F., 2017. Google search intensity and its relationship to the returns and liquidity of Japanese startup stocks. *Pacific-Basin Finance Journal* 46, 243-257.
- Andrei, D., Friedman, H., Ozel, N. B., 2023. Economic uncertainty and investor attention. *Journal of Financial Economics* 149 (2), 179-217.
- Asthana, S., Kalelkar, R., 2020. Impact of economic policy uncertainty on disclosure and pricing of earnings news. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 55 (4), 1481-1512.
- Baginski, S. P., Hassell, J. M., Pagach, D., 1995. Further evidence on nontrading-period information release. *Contemporary*

- Accounting Research 12 (1), 207-221.
- Baginski, S. P., Rakow, K. C., 2012. Management earnings forecast disclosure policy and the cost of equity capital. *Review of Accounting Studies* 17 (2), 279-321.
- Barron, O. E., Stuerke, P. S., 1998. Dispersion in analysts' earnings forecasts as a measure of uncertainty. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 13 (3), 245-270.
- Basu, R. S., Pierce, S., Stephan, A., 2019. The effect of investor inattention on voluntary disclosure. Working paper.
- Ben-Rephael, A., Da, Z., Israelsen, R. D., 2017. It depends on where you search: Institutional investor attention and underreaction to news. *The Review of Financial Studies* 30 (9), 3009-3047.
- Blankespoor, E., deHaan, E., Marinovic, I., 2020. Disclosure processing costs, investors' information choice, and equity market outcomes: A review. *Journal of Accounting and Economics* 70 (2-3), 1-45.
- Bollerslev, T., 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31 (3), 307-327.
- Boulland, R., Dessaint, O., 2017. Announcing the announcement. *Journal of Banking & Finance* 82, 59-79.
- Chemmanur, T., Yan, A., 2011. Advertising, investor recognition, and stock returns. Working paper.
- Chen, H., Noronha, G., Singal, V., 2004. The price response to S&P 500 Index additions and deletions: Evidence of asymmetry and a new explanation. *The Journal of Finance* 59 (4), 1901-1930.
- Chen, Y., Goyal, A., Veeraraghavan, M., Zolotoy, L., 2020. Media coverage and IPO pricing around the world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 55 (5), 1515-1553.
- Chow, G. C., Lin, A., 1971. Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *The Review of Economics and Statistics* 53 (4), 372-375.
- Cover, T. M., Thomas, J. A., 2006. *Elements of Information Theory*. 2nd ed. Hoboken, NJ: Wiley-Interscience.
- Cziraki, P., Mondria, J., Wu, T., 2021. Asymmetric attention and stock returns. *Management Science* 67 (1), 48-71.
- Da, Z., Engelberg, J., Gao, P., 2011. In search of attention. *The Journal of Finance* 66 (5), 1461-1499.
- deHaan, E., Shevlin, T., Thornock, J., 2015. Market (in)attention and the strategic scheduling and timing of earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 60 (1), 36-55.
- DellaVigna, S., Pollet, J. M., 2009. Investor inattention and Friday earnings announcements. *The Journal of Finance* 64 (2), 709-749.
- Ding, R., Hou, W., 2015. Retail investor attention and stock liquidity. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 37, 12-26.
- Donelson, D. C., Resutsek, R. J., 2015. The predictive qualities of earnings volatility and earnings uncertainty. *Review of Accounting Studies* 20 (1), 470-500.
- Doyle, J. T., Magilke, M. J., 2009. The timing of earnings announcements: An examination of the strategic disclosure hypothesis. *The Accounting Review* 84 (1), 157-182.
- Drake, M. S., Gee, K. H., Thornock, J. R., 2016. March market madness: The impact of value-irrelevant events on the market pricing of earnings news. *Contemporary Accounting Research* 33 (1), 172-203.
- Drake, M. S., Roulstone, D. T., Thornock, J. R., 2012. Investor information demand: Evidence from Google searches around earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 50 (4), 1001-1040.
- 杜雪菲, 近刊. 「株式投資家の会計情報選択と処理—日米における実証研究のサーベイ—」『経済学論集』.
- Eichenauer, V. Z., Indergand, R., Martínez, I. Z., Sax, C., 2022. Obtaining consistent time series from Google Trends. *Economic Inquiry* 60 (2), 694-705.
- Engle, R., 2001. GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics. *Journal of Economic Perspectives* 15 (4), 157-168.
- Fama, E. F., 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25 (2), 383-417.
- Fich, E. M., Harford, J., Tran, A. L., 2015. Motivated monitors: The importance of institutional investors' portfolio weights. *Journal of Financial Economics* 118 (1), 21-48.
- Frederickson, J. R., Zolotoy, L., 2016. Competing earnings announcements: Which announcement do investors process first? *The Accounting Review* 91 (2), 441-462.
- Garel, A., Martin-Flores, J. M., Petit-Romec, A., Scott, A., 2021. Institutional investor distraction and earnings management. *Journal of Corporate Finance* 66, 101801.
- Gargano, A., Rossi, A. G., 2018. Does it pay to pay attention? *The Review of Financial Studies* 31 (12), 4595-4649.
- Grullon, G., Kanatas, G., Weston, J. P., 2004. Advertising, breadth of ownership, and liquidity. *The Review of Financial Studies* 17 (2), 439-461.



- Gupta-Mukherjee, S., Pareek, A., 2020. Limited attention and portfolio choice: The impact of attention allocation on mutual fund performance. *Financial Management* 49 (4), 1083-1125.
- 河榮徳, 1998. 「業績予想の修正と資本市場の反応」『早稲田商学』第377号, 63-89頁.
- Hirshleifer, D., Lim, S. S., Teoh, S. H., 2004. Disclosure to a credulous audience: The role of limited attention. Working paper.
- 2009. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news. *The Journal of Finance* 64 (5), 2289-2325.
- Hou, K., Moskowitz, T. J., 2005. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. *The Review of Financial Studies* 18 (3), 981-1020.
- Iliev, P., Kalodimos, J., Lowry, M., 2021. Investors' attention to corporate governance. *The Review of Financial Studies* 34 (12), 5581-5628.
- 石塚博司, 河榮徳, 1991. 「会計情報効果に対する決算集中化の影響」『証券』第43巻第505号, 28-42頁.
- 1992a. 「決算集中化が会計の情報効果に及ぼす影響-1-」『会計』第142巻第1号, 88-102頁.
- 1992b. 「決算集中化が会計の情報効果に及ぼす影響-2完-」『会計』第142巻第2号, 262-273頁.
- Israeli, D., Kasznik, R., Sridharan, S. A., 2022. Unexpected distractions and investor attention to corporate announcements. *Review of Accounting Studies* 27 (2), 477-518.
- Jiang, G., Lee, C. M. C., Zhang, Y., 2005. Information uncertainty and expected returns. *Review of Accounting Studies* 10: 185-221.
- Johnson, T. L., So, E. C., 2018. Time will tell: Information in the timing of scheduled earnings news. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 53 (6), 2431-2464.
- Kacperczyk, M., Sialm, C., Zheng, L., 2005. On the industry concentration of actively managed equity mutual funds. *The Journal of Finance* 60 (4), 1983-2011.
- Kadlec, G. B., McConnell, J. J., 1994. The effect of market segmentation and illiquidity on asset prices: Evidence from exchange listings. *The Journal of Finance* 49 (2), 611-636.
- Kempf, E., Manconi, A., Spalt, O., 2017. Distracted shareholders and corporate actions. *The Review of Financial Studies* 30 (5), 1660-1695.
- Koester, A., Lundholm, R., Soliman, M., 2016. Attracting attention in a limited attention world: Exploring the causes and consequences of extreme positive earnings surprises. *Management Science* 62 (10), 2871-2896.
- Kottimukkalur, B., 2022. Earnings uncertainty and attention. Working paper.
- Krause, J., Sellhorn, T., Ahmed, K., 2017. Extreme uncertainty and forward-looking disclosure properties. *Abacus* 53 (2), 240-272.
- Lawrence, A., Ryans, J., Sun, E., Laptev, N., 2016. Yahoo Finance search and earnings announcements. Working paper.
- 2018. Earnings announcement promotions: A Yahoo Finance field experiment. *Journal of Accounting and Economics* 66 (2-3), 399-414.
- Lehavy, R., Sloan, R. G., 2008. Investor recognition and stock returns. *Review of Accounting Studies* 13 (2-3), 327-361.
- Lerman, A., 2020. Individual investors' attention to accounting information: Evidence from online financial communities. *Contemporary Accounting Research* 37 (4), 2020-2057.
- Liu, C., Low, A., Masulis, R. W., Zhang, L., 2020. Monitoring the monitor: Distracted institutional investors and board governance. *The Review of Financial Studies* 33 (10), 4489-4531.
- Liu, H., Peng, L., Tang, Y., 2023. Retail attention, institutional attention. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 58 (3): 1005-1038.
- Louis, H., Sun, A., 2010. Investor inattention and the market reaction to merger announcements. *Management Science* 56 (10), 1781-1793.
- 2016. Abnormal accruals and managerial intent: Evidence from the timing of merger announcements and completions. *Contemporary Accounting Research* 33 (3), 1101-1135.
- Merton, R. C., 1987. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance* 42 (3), 483-510.
- Michaely, R., Rubin, A., Vedrashko, A., 2016. Further evidence on the strategic timing of earnings news: Joint analysis of weekdays and times of day. *Journal of Accounting and Economics* 62 (1), 24-45.
- 森脇敏雄, 2016a. 「年次決算発表の集中化と利益情報に対する株価形成」『証券アナリストジャーナル』第54巻第11号, 83-93頁.
- 2016b. 「四半期決算発表の集中化と利益情報に対する株価形成」『広島経済大学経済研究論集』第39巻第3, 4号, 101-110頁.
- Muller, C., 2011. A maximum likelihood short-cut to the Chow-Lin procedure. Working paper.
- Niessner, M., 2015. Strategic disclosure timing and insider trading. Working paper.

- 岡田克彦, 佐伯政男, 2014. 「注意力の限界と Post-Earnings-Announcement-Drift」『証券アナリストジャーナル』第52巻第11号, 72-82頁.
- Pastor, L., Veronesi, P., 2009. Learning in financial markets. *Annual Review of Financial Economics* 1, 361-381.
- Peng, L., Xiong, W., 2006. Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics* 80 (2), 563-602.
- Reyes, T., 2019. Negativity bias in attention allocation: Retail investors' reaction to stock returns. *International Review of Finance* 19 (1), 155-189.
- Sax, C., Steiner, P., 2013. Temporal disaggregation of time series. *The R Journal* 5 (2), 80-87.
- Segal, B., Segal, D., 2016. Are managers strategic in reporting non-earnings news? Evidence on timing and news bundling. *Review of Accounting Studies* 21 (4), 1203-1244.
- Sims, C. A., 2003. Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics* 50 (3), 665-690.
- 2006. Rational inattention: Beyond the linear-quadratic case. *American Economic Review* 96 (2), 158-163.
- 2010. Rational inattention and monetary economics. In *Handbook of Monetary Economics*. Vol. 3. Elsevier.
- Takeda, F., Wakao, T., 2014. Google search intensity and its relationship with returns and trading volume of Japanese stocks. *Pacific-Basin Finance Journal* 27, 1-18.
- Tantaopas, P., Padungsaksawasdi, C., Treepongkaruna, S., 2016. Attention effect via internet search intensity in Asia-Pacific stock markets. *Pacific-Basin Finance Journal* 38, 107-124.
- 梅澤俊浩, 2003. 「決算発表の集中化が投資家の行動に及ぼす影響」『産業経営』第34巻, 37-51頁.
- Van Nieuwerburgh, S., Veldkamp, L., 2009. Information immobility and the home bias puzzle. *The Journal of Finance* 64 (3), 1187-1215.
- 2010. Information acquisition and under-diversification. *The Review of Economic Studies* 77 (2), 779-805.
- Veldkamp, L., 2011. *Information Choice in Macroeconomics and Finance*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Vozlyublennaia, N., 2014. Investor attention, index performance, and return predictability. *Journal of Banking & Finance* 41, 17-35.
- Wang, B., Choi, W., Siraj, I., 2018. Local investor attention and Post-Earnings Announcement Drift. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 51 (1), 219-252.
- Zhang, X. F., 2006. Information uncertainty and stock returns. *The Journal of Finance* 61 (1): 105-137.
- 湯原心一, 2017. 「証券市場における情報開示制度」『私法』第2017巻第79号, 186-192頁.

▼ 論 文 ▲

# 監査スタイルと利益の比較可能性

## *Auditor Style and Earnings Comparability: Evidence from Japan*

金 鉉 玉 (東京経済大学経営学部)

*Hyonok Kim, Tokyo Keizai University (Faculty of Business Administration)*

藤 谷 涼 佑 (一橋大学大学院経営管理研究科)

*Ryosuke Fujitani, Hitotsubashi University (School of Business Administration)*

金 鐘 勲 (専修大学商学部)

*Jong-Hoon Kim, Senshu University (School of Commerce)*

2023年5月29日受付；2023年9月29日改訂稿受付；2023年11月8日論文受理

### 要 約

本稿の目的は、日本における監査人の監査スタイルを実証的に分析することである。具体的には、利益の比較可能性に監査人が与える影響に注目する。2002年度から2018年度にかけての2,673,191の企業ペアを観測値として用いた分析の結果、監査人（監査事務所およびパートナー）が共通する企業ペアでは、監査人が共通していない企業ペアよりも利益の比較可能性が高いことが明らかになった。また、リードパートナーが共通する企業ペアの利益の比較可能性は高いが、その他のパートナーが共通する企業ペアではこのような傾向は観察されなかった。これらの本稿の分析結果は、日本における監査人の監査スタイルの存在と監査チームの監査スタイルにおけるリードパートナーの重要な役割を示すものである。

### Abstract

This study empirically examines the auditor style in Japan by analyzing the earnings comparability of firm pairs with common auditors compared to the earnings comparability of firm pairs without common auditors. Using 2,673,191 firm-pair observations from 2002 to 2018, we find that the earnings comparability of firm pairs with common audit firms is higher than that of those without. We also find the same tendency at the engagement partner level. The results additionally reveal that the earnings comparability of firm pairs with common lead partner is higher than that of those without, however this tendency is not observed at firm-pairs with common partners other than lead partner. These results suggest that the audit style exists in Japan, and the lead partner plays a critical role in shaping the auditor style of audit team.

キーワード：監査スタイル、監査事務所、パートナー、リードパートナー、利益の比較可能性

\*謝辞：本研究はJSPS科研費21H04394、東京経済大学共同研究助成（D23-03）の成果の一部である。なお、査読者からの貴重な指摘で投稿論文を大幅に改善することができた。ここに記して御礼申し上げる。

連絡住所：金 鉉 玉 東京都国分寺市南町1-7-34 E-mail: hokim@tku.ac.jp

藤谷涼佑 東京都千代田区一ツ橋2-1-2 学術総合センター 7階 E-mail: rfujitani@ics.hub.hit-u.ac.jp

金 鐘 勲 東京都千代田区神田神保町3-8 E-mail: kim\_jh@isc.senshu-u.ac.jp

## 1. はじめに

監査スタイル (auditor style) とは、監査基準および会計基準の解釈や監査実務の執行においてクライアント企業 (以下、企業) に標準的に適用される、監査人独自の判断および業務ルールのことである (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。この監査スタイルは監査結果にシステマティックな影響を及ぼすと考えられることから、諸外国を対象とした先行研究では、監査人 (監査事務所およびパートナー) が共通している企業間の利益の比較可能性が、そうでない企業間の利益の比較可能性よりも高いことを明らかにすることで、監査人の監査スタイルの識別が試みられてきた (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021; Johnston and Zhang 2021)。これらの研究は、利益の比較可能性を形作る要因のひとつとして、監査人の果たす役割の重要性を確認かつ強調している。

本稿は、海外における監査人の監査スタイル解明を試みる研究の蓄積を受けて、日本においても監査人の監査スタイルが存在するの否かを実証的に検証する。利益の比較可能性は「財務報告に関する概念フレームワーク」において補強的な質的特性のひとつとして位置づけられ、これがどのような要素によって決定するのかは長く研究課題とされてきた (IASB 2018, para.2.23)。その決定要因として監査人が重要であるという本稿の議論には、学術的な貢献に加えて実務的にも示唆があると考えられる<sup>1)</sup>。たとえば、財務諸表利用者にとっては共通の監査人を有する企業に対する情報収集および処理コストの低減 (De Franco et al. 2011)、規制当局にとっては調査対象企業と共通の監査人を有する企業の監督によるモニタリングコストの低減につながる可能性がある (Nam and Thompson 2023)。

日本は独立監査人<sup>2)</sup>が提出する監査報告書に監査を担当した監査事務所名の記載のほか、業務執行社員 (以下、パートナー) の署名を求めている数少ない国のひとつである (公認会計士法施行規則第69条)<sup>3)</sup>。したがって、監査報告書上の情報を用いることで、監査事務所レベルだけではなくパートナーレベルの監査スタイルに関する分析も可能である利点がある。これに加えて、日本は複数のパートナーが監査業務を執行する実務が定着していることから、監査チームを考慮した検証に適している。監査業務は個人ではなく監査チームで実施される (Cahan et al. 2022) ことを考慮すると、監査事務所レベルとパートナーレベルに加えて、監査チームレベルでの監査スタイルもまた監査結果に影響を与える可能性がある。本稿ではこうした日本の制度的特徴を活用した独自の分析も加えることで、監査スタイル研究の拡張を試みる。

2002年度から2018年度までの期間で、日本会計基準を適用する企業間で作成された2,673,191企業ペアを用いた分析から、日本においても監査事務所とパートナーが共通している企業ペアの利益の比較可

1) このような検証の必要性は、特に、パートナーレベルの監査スタイルに注目する研究の多くが中国のデータを用いているという点からも強調できる (Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021)。具体的には、中国は法律のエンフォースメントや株主保護が弱く、また大手監査法人のシェアが小さく会計の専門性が蓄積されていないなど、中国における会計および監査制度は特異であることが先行研究によって明らかにされてきた (Jiang and Kim 2020; Jiu et al. 2020; Porumb et al. 2021)。したがって、中国における監査実務に関する発見事項が、日本においても適用できるのかは慎重に検討する必要があるといえる。このように、先行研究の対象としている国・法域と異なる国における監査スタイルの究明は実証的課題といえる (Frost et al. 2022; Smith 2022)。

2) 本稿では、監査事務所とパートナーを合わせて「監査人」、監査法人や共同事務所および個人事務所を合わせて「監査事務所」と呼称する (<https://jicpa.or.jp/cpainfo/introduction/keyword/post-45.html>、最終アクセス日2023年9月5日)。

3) パートナー名が公表されている国は、他に中国・台湾・ドイツなどがある。米国も2016年6月以降に発行されるForm APにおいてパートナーの名前が公開されている (PACOB 2015)。

能性は、そうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことが明らかになった。また、筆頭業務執行社員（以下、リードパートナー）が共通する企業ペアの利益の比較可能性は高いが、その他のパートナーが共通する企業ペアの利益の比較可能性は高くないことも分析結果から示された。異なるいくつかの分析は概ねこれらの結果の頑健性を示していた。このような本稿の分析結果は、日本において監査事務所およびパートナーレベルでの監査スタイルが存在すること、さらにリードパートナーが監査チームの監査スタイルに重要な役割を果たすことを示すものである。

これらの発見事項は、次の2点において学術的な貢献を有する。第1に、近年蓄積されつつある監査スタイルに関する一連の研究への貢献である。日本の資本市場の規模はアメリカと中国に次ぐ第3位であり（2023年6月末時点の上場企業の時価総額ベース）<sup>4)</sup>、日本で利益の比較可能性における監査人の役割を解明することは国際的にも意義のある検証であるといえる。この意味で、日本における監査人の監査スタイルの析出は、監査スタイル研究において国際的なエビデンスの強化につながる。さらに、本稿では、複数のパートナーが監査業務を執行する日本の監査実務の特徴を活かして、リードパートナーが監査チームの監査スタイルを決定づけることを明らかにしている。監査業務は個人ではなくチームで行われることから、監査事務所やパートナーレベルに加えて監査チームの監査スタイルを解明したことは、一連の研究に新しい証拠を加えていると考えられる。

第2に、日本の監査研究への貢献である。本稿は日本における監査人の監査スタイルの有無を検証した初めての研究であり、日本における監査スタイル研究の発展の土台を提供するものである。さらに本稿は、日本のパートナーレベルのデータを活用した研究の蓄積にも一助している。日本では長期間に渡り監査報告書上にパートナーの署名が開示されており、パートナーに注目した研究を実施するにあたって良い環境にある<sup>5)</sup>。しかし、海外と比べると、日本のパートナーデータから得られた知見は限られている状況である（e.g., Fukukawa and Kim 2017; Takada et al. 2021; 高田 2019; 2021）。本稿は、パートナーレベルの監査スタイルという視点を加えることで、日本におけるパートナー研究の領域を拡張している。

さらに本稿は次のような実務的なインプリケーションも有すると考えられる。第1に、監査事務所に対する示唆である。リードパートナーのスタイルが監査チームのアウトカムを決定する重要な要素であるという本稿の発見は、監査事務所によるリードパートナー配置の決定が財務諸表の品質を管理する上で重要であることを示唆している。すなわち、質の高い監査を提供するパートナーをリードパートナーにすることで効果的な監査チームの構成につながる可能性がある。

第2に、パートナーローテーション制度に対する示唆である。現在日本では、継続監査期間が7年を経過したパートナーについてその交代が義務付けられているが（公認会計士法第24条の3）、大規模監査法人で上場企業の監査を担当するリードパートナーについてはその期間が5年と（公認会計士法第34条の11の4）、パートナーより短く設定されている。これは、リードパートナーとパートナーの監査結果に与える影響の違いを想定したものと考えられ、本稿はこの想定と整合した結果を示している。すなわち、リードパートナーとパートナーを区別したローテーション制度の実行やその効果測定が有効であ

4) 岡三証券の集計資料に基づく（[https://www.okasan.co.jp/marketinfo/knowledge/pdf/attractive\\_foreign\\_stock.pdf](https://www.okasan.co.jp/marketinfo/knowledge/pdf/attractive_foreign_stock.pdf)、最終アクセス日2023年9月5日）。

5) たとえば、極洋の1961年10月期の経理の状況を見ると、監査を担当した公認会計士の名前を確認することができる。

る可能性を示唆している。

本稿の構成は次のとおりである。次節では先行研究を踏まえて本稿で検証すべき仮説を設定する。次に、第3節で本稿の研究デザインについて説明した上で、第4節では主分析の結果とその頑健性分析の結果を、第5節では追加分析の結果を報告する。第6節で本稿をまとめる。

## 2. 仮説の設定

監査人が行う監査業務は、企業が作成した財務諸表が一般に公正妥当と認められる企業会計の基準に準拠して企業の財政状態などに関する重要な点において適正に表示しているかについて検討し意見を表明することである（監査基準第一監査の目的）。そして、この業務は一般に公正妥当と認められる監査の基準によって実施されることが求められている。会計基準や監査基準は、共通したルールとして作成・公布されているが、企業活動の複雑化なども背景に、監査業務の実務においてはその解釈や適用に監査人の裁量の余地が残っている。

これまで多くの研究は監査事務所間でその監査の構造や方法および手続きなどが一様ではないことを示している（e.g., Cushing and Loebbecke 1986; Kinney 1986; Turley and Cooper 1991）。そして Francis et al. (2014) は、監査事務所間の会計基準や監査基準等の解釈およびその適用に関する業務指針（working rules）が各監査事務所に存在する点に注目し、この業務指針によって監査結果に生じるシステマティックな傾向を「監査スタイル（audit style）」と称している。

この監査人の監査スタイルは、監査実務を通じて企業の財務諸表の作成プロセスに影響を与え、そのプロセスの結果として開示される利益の属性に反映されると考えられる。すると、同一の監査事務所が監査する企業間では、そうではない企業間に比べて、利益の比較可能性が高くなると予想される。この考えに基づき Francis et al. (2014) は、米国の監査事務所レベルのデータを用いて、監査事務所が共通している企業間の利益の比較可能性が、監査事務所が共通していない企業間の利益の比較可能性よりも高いことを明らかにしている。

日本に目を向けると、各監査事務所内に監査に必要な情報や技法（監査マニュアル・ガイダンス、監査ツールなど）が蓄積され、監査事務所単位での品質管理システムが整備・運用されてきている（CPA AOB 2021）。これは、日本の監査事務所間でもユニークな業務ルールが確立される制度的背景にあることを意味する。さらに、日本のデータを用いた実証研究からも監査事務所間の業務執行スタイルの違いが示されている。たとえば、Fukukawa (2011) と Kim and Fukukawa (2013) は、それぞれ、日本の監査事務所の監査報酬や監査コストの決定要因と企業のビジネスリスクに対する監査事務所の対応に注目し、それらが監査事務所間で異なることを明らかにしている。このことから、日本の監査事務所も他と区別される独自の監査スタイルを有することが予想される。これらの議論に基づき、次の仮説1を設定する。

仮説1：監査事務所が共通している企業間の利益の比較可能性はそうではない企業間の利益の比較可能性より高い。

監査事務所ごとの標準化された監査手続きと業務指針が存在していたとしても、監査業務に従事する個人の判断が必要となる事象が実務において起きることは珍しくない。したがって、監査業務を執行するパートナーが監査事務所の業務指針に従うとしても、その業務指針の解釈や実行にあたってはパートナーに一定程度の裁量の余地が残っていると考えられる。また、多くの先行研究もパートナー個人のユニークな特性の存在を提示しており、パートナーレベルの監査スタイルの存在を裏付けている (Knechel et al. 2015; Li et al. 2017)。Chen et al. (2020) はこの考えに基づき、パートナーが共通している企業間では、そうでない企業間よりも利益の比較可能性が高いことを明らかにすることで、パートナーレベルでの監査スタイルの存在を明らかにしている。また、Chen et al. (2020) と同じく中国データを用いた研究である Jiu et al. (2020) や Shi et al. (2021) においても同様の結果が報告されている。

日本ではパートナーに注目した研究の蓄積は、海外と比較すると乏しいが (Lennox and Wu 2018; 高田 2019)、限られた例外として、Takada et al. (2021) があげられる。同研究は、日本のパートナーデータを用いて、パートナーのナルシシズムが利益マネジメントと関係することを明らかにしており、日本においても、パートナーの特性が監査結果に影響する可能性を示している。したがって、日本のパートナーにおいても独自の監査スタイルが存在する可能性があると考えられる。これらの議論に基づき、次の仮説 2 を設定する。

*仮説 2 : パートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうでない企業間の利益の比較可能性より高い。*

パートナーに監査スタイルが存在するという議論と並列して、監査チームレベルの監査スタイルもまた監査結果に影響を与える可能性がある。なぜなら、監査業務は単独のパートナーではなくパートナーを含む監査チームで実施されるからである (Cahan et al. 2022)。しかし、監査チームの監査スタイルに関して先行研究から得られた知見は限定的である。その背景に、監査チームを構成するメンバーに関する情報がほとんどの国で開示されておらず、外部からはその識別が困難であることがあげられる。実際、監査チームを分析対象とした研究も機密データ (proprietary data) を用いたものが多い (Cahan et al. 2022)。

一方、一部の先行研究では、審査担当パートナー (review partner) と業務執行パートナー (engagement partner) で構成される監査チームに注目した分析が実施されている (Chen et al. 2020)。しかし、審査担当パートナーは監査結果を審査する責任者であって、監査結果に影響する監査業務を執行するチームの構成員ではない。さらに両者は、その業務内容だけではなく、監査結果に対するモチベーションも異なることが知られている (Lennox et al. 2020; Frost et al. 2022)。監査スタイルを形成するのは監査結果を導く業務執行パートナーである可能性を踏まえると (Chen et al. 2020)、監査業務を執行する監査チームの監査スタイルに関する検証が待たれている状況にある。

日本では複数のパートナーが監査業務を執行し、全てのパートナーが監査報告書に署名することが要求されていることから、パートナーで構成される監査チームの監査スタイルに関する分析を実施できる大きな利点がある。たとえば、本稿の分析サンプルをみると、99%以上の企業の監査報告書に 2 人以上

のパートナーの署名が確認されている<sup>6)</sup>。このような監査チームにおいては、特有の監査スタイルを持つ複数のパートナーのうち、どのパートナーのスタイルが監査結果に最も影響するかがひとつの論点となり得る。本稿では、このパートナーで構成された監査チームに注目し、監査チームの監査スタイルに重要な影響を及ぼす構成員を特定することで、監査チームの監査スタイルの究明を試みる<sup>7)</sup>。

そのために本稿では、リードパートナーに注目する。リードパートナーは監査証明業務を執行する社員のうちその事務を統括する者として、監査報告書の筆頭に署名するパートナーである（公認会計士法施行規則第23条）。さらに、監査報告書の筆頭に署名するパートナーは比較的監査業務の経験が豊富であるとも考えられている（Lennox et al. 2014）<sup>8)</sup>。このように監査業務を総括する責務をもち、経験豊かなリードパートナーが監査結果に大きな影響を与える可能性が高く、リードパートナーが監査チームの監査スタイルを決定づけることが予想される。Takada et al. (2021) でも監査チームのナルシズムと利益マネジメントの関係におけるリードパートナーの重要性が指摘されており、監査結果に与えるリードパートナーの大きな影響力が窺える。したがって、リードパートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうではない企業間の比較可能性より高いことが予想される。一方、リードパートナーではないパートナーのみが共通する企業間では、この傾向は観察されないと考えられる。これらの議論に基づき、次の仮説3を設定する。

仮説3：リードパートナーが共通している企業間の利益の比較可能性はそうでない企業間の利益の比較可能性より高いが、その他のパートナーが共通している企業間ではこの傾向は観察されない。

### 3. リサーチデザイン

#### 3.1. 企業ペアの作成

本稿では、監査人の監査スタイルを検証するために、2つの企業で形成される企業ペアを分析単位とする。たとえば、A、B、C、Dの4つの企業からは、A&B、A&C、A&D、B&C、B&D、C&Dの6つの企業ペアが作成される。

なお、企業ペアの作成に際しては次の3つの条件を設けている。第1に、同一産業内の企業間でペアを構築する。これは、事業環境の違いが利益の比較可能性に影響を与える可能性を制御することを目的としている。なお、本稿では同一産業内の企業を特定するために、日経業種分類の中分類を用いている<sup>9)</sup>。

第2に、同規模の監査事務所の監査を受ける企業間でペアを作成する。これは、監査事務所の規模が

6) 本稿の分析サンプル48,668のうち、パートナーが1人の観測値は193 (0.4%)、2人の観測値は38,537 (79.2%)、そして3人以上の観測値は9,938 (20.4%)であった。

7) 本稿で注目する監査チームはパートナーチームであり、監査スタッフをも含んだチームではない点には注意が必要である。

8) Lennox et al. (2014) でみている1番目に署名するパートナーは審査担当パートナーであり日本の設定とは異なるが、日本におけるリードパートナーの経験がそうでないパートナーより多いと想定しても大きな問題はないと思われる。たとえば、日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』の「監査法人・監査意見データ」に収録されているパートナーをみると、2018年度におけるリードパートナーのキャリア（上場企業の監査業務を担当した年数）はそうでないパートナーより長く（それぞれ、13.3と6.78、t-valueは6.78）、これまで担当してきた業務数（担当した上場企業クライアント数）も多かった（それぞれ、54.50と22.68、t-valueは33.56）。なお、他の年度についても同様の結果である。ただし、同データベースは2001年以降のパートナーデータを収録しているため、上記の数値にそれ以前のパートナーの経験は含まれていないことは注意が必要である。

9) 東証業種分類を用いた場合でも、本稿と整合する結果が得られることを確認している。



クライアント企業の属性と相関している可能性を制御するためである（Lawrence et al. 2011）。本稿では、監査事務所を、大手監査法人、準大手監査法人、中小規模監査法人・監査事務所の3つに分ける（CPAAOB 2018）<sup>10</sup>。まず、大手監査法人には、あずさ監査法人、EY新日本監査法人、トーマツ監査法人およびPwCあらた監査法人の4つの監査法人が含まれる。なお、2007年7月までは、みすず監査法人および中央青山監査法人も大手監査法人に含まれている<sup>11</sup>。次に、準大手監査法人には、仰星監査法人、三優監査法人、太陽監査法人、東陽監査法人、PwC京都監査法人が含まれる。なお、2018年7月までは優成監査法人も準大手監査法人に含めている<sup>12</sup>。最後に、大手監査法人と準大手監査法人を除いた監査事務所を中小規模監査法人・監査事務所と定義する。

第3に、同規模の監査チームの監査を受ける企業間でペアを作成する。日本では中国や米国などとは異なり、複数のパートナーが監査業務にあたるという実務が浸透していることから、企業ペアでパートナー数が異なることで生じ得る個人の影響力の違いをコントロールするためである。また、監査チームの規模とクライアント企業の規模間には正の相関があることが報告されている（高田 2021）。したがってパートナーの規模によってクライアント企業の属性が異なる可能性を制御するためにも、監査チームが同規模である企業間でペアを作成する<sup>13</sup>。

### 3.2. 利益の比較可能性の指標

本稿では、これまでの先行研究に倣い、監査人が共通している企業ペアの利益の比較可能性と、そうではない企業ペアの利益の比較可能性を比較することで（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020）、日本においても監査人の監査スタイルが観察されるか否かについて検証する。

利益の比較可能性を測定する方法としては大きく2つの手法が存在する。ひとつが、採用する会計基準の差異や会計処理方法の選択状況がどれほど類似しているのかに注目する、インプット情報をベースとする方法である（Bae et al. 2008）。もうひとつが、特定の会計基準が適用された結果である会計数値がどれほど似ているかを分析する、アウトプット情報をベースとする方法である（De Franco et al. 2011; Gross and Perotti 2017）。

本稿では、アウトプット情報をベースとする方法のうち、アクルーアルに基づいた方法で推定した利益の比較可能性の指標を用いる（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。会計方針の変更などによって変化するアクルーアルは監査人の目を引きやすく（Roychowdhury 2006）、したがってそれに監査人がより直接的に影響を及ぼしうると考えられることから用いられる（Francis et al. 2014）。具体的には、次の（1）式および（2）式で、企業ペアの利益の比較可能性を示す指標を計算する：

$$Diff\_ACC_{i,j,t} = -1 \times |Accruals_{i,t} - Accruals_{j,t}| \quad (1)$$

10) 監査事務所を大手監査法人とそうでない監査法人の2つに分けて企業ペアを作成した場合でも、本稿の結果と大きく変わらないことを確認している。

11) 中央青山監査法人は2006年にみすず監査法人に改称したが、このみすず監査法人は2007年7月に解散している。なお、中央青山監査法人を除いた場合でも、本稿で報告するものと同じ結果が得られることを確認している。

12) 2018年7月に優成監査法人と太陽監査法人が合併し、合併後の法人名称は太陽監査法人となっている。

13) なお、同条件を課さずに分析を行なったところ（ただし、企業ペア間のパートナー数の差の絶対値をコントロール）、本稿で報告しているものと整合的な結果が得られることを確認している。

$$Diff\_ABRACC_{i,j,t} = -1 \times |Abnormal Accruals_{i,t} - Abnormal Accruals_{j,t}| \quad (2)$$

ここで、 $Accruals_{i(t),t}$ と $Abnormal Accruals_{i(t),t}$ は、それぞれ、企業*i* (*j*)の年度*t*における総アクルーアルと裁量的アクルーアルである。総アクルーアルは経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き<sup>14)</sup>、期首の総資産でデフレートして計算する。裁量的アクルーアルは次のPerformance-matched modified Jones model (Kothari et al. 2005) を用いて計算する：

$$Accruals_{i(t),t} = \gamma_0 + \gamma_1 (1/Assets_{i(t),t-1}) + \gamma_2 (\Delta Rev_{i(t),t} - \Delta Rec_{i(t),t}) + \gamma_3 PPE_{i(t),t} + \gamma_4 ROA_{i(t),t} + \varepsilon_{i(t),t} \quad (3)$$

ここで、 $Assets$ は総資産、 $Rev$ は売上高、 $Rec$ は売上債権、 $PPE$ は有形固定資産、 $ROA$ は経常利益であり、 $Assets$ を除いて期首の総資産でデフレートしている。式中の $\Delta$ は前期からの変化（当期の値－前期の値）を意味する。なお、測定誤差を抑制するために、各年度－産業の企業数が10を超えない場合は、裁量的アクルーアルの推定は行っていない。

$Diff\_ACC_{i,j,t}$ と $Diff\_ABRACC_{i,j,t}$ はそれぞれ、年度*t*における企業*i*と企業*j*（ただし、*i*と*j*は第3.1節で説明した方法で特定されたペア）で作成された企業ペアの総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差の絶対値にマイナス1をかけた値である。この値が大きいほど、企業ペアの総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さい、すなわち、利益の比較可能性が高いことを意味する。

### 3.3. 分析モデル

本稿では、監査人の監査スタイルを検証するために、次の(4)式を推計する：

$$Comparability_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 CommonAuditor_{i,j,t} + \beta \cdot Controls_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (4)$$

ここで、従属変数 $Comparability_{i,j,t}$ は年度*t*における企業*i*と企業*j*で作成された企業ペアの利益の比較可能性を示す指標であり、前節で説明した $Diff\_ACC$ と $Diff\_ABRACC$ を用いる。

本稿で関心を向ける独立変数は $CommonAuditor$ であり、共通の監査人を指す指標である。本稿では、仮説ごとに異なる変数を用いる。まず、監査事務所レベルの監査スタイルに注目する仮説1の検証のためには、 $CommonFirm$ を用いる。 $CommonFirm_{i,j,t}$ は年度*t*における企業*i*と企業*j*で作成された企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。もし、監査事務所レベルで会計基準や監査基準の解釈および実行における特有の監査スタイルが存在するのであれば、 $CommonFirm$ の係数は統計的に有意に正を示すと予想される。

14) 本稿では、キャッシュ・フロー計算書の営業活動によるキャッシュ・フロー区分における「小計」を経常利益から差し引いてアクルーアルを計算している。これは同計算書における営業活動によるキャッシュ・フローには「法人税等の支払額」など、必ずしも経常利益と対応しない金額が含まれているからである。なお、より厳密に経常利益とキャッシュ・フローを対応させるために、「小計」以降の利息と配当金関連の現金支出を考慮して計算したアクルーアルを用いた場合でも、本稿の結果から大きく変化しないことを確認している。

続いて、パートナーレベルの監査スタイルに注目する仮説2の検証のために、*CommonFirm*を *CommonFirm\_DiffPartner*と *CommonPartner*の2つの変数に分解する。*CommonFirm\_DiffPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度  $t$ における企業  $i$ と企業  $j$ で作成された企業ペアの監査事務所は共通しているが、パートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。また、*CommonPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度  $t$ における企業  $i$ と企業  $j$ で作成された企業ペア間で少なくとも1人のパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。この分析では、共通のパートナーの影響を捉える *CommonPartner*の係数に注目する（Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020; Shi et al. 2021）。もし、パートナーレベルで監査法人内の標準化された監査手続きと業務指針の解釈およびその実行における特有の業務スタイルが存在するのであれば、*CommonPartner*の係数は統計的に有意に正を示すと予想される。

監査チームの監査スタイルに最も影響するパートナーに注目する仮説3の検証のためには、上記の *CommonPartner*をさらに次の3つの変数に分解する。*CommonLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*は年度  $t$ における企業  $i$ と企業  $j$ で作成された企業ペア間で共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1を取るダミー変数である。*SharedLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*と *CommonNoLeadPartner<sub>i,j,t</sub>*は、それぞれ、年度  $t$ における企業  $i$ と企業  $j$ で作成された企業ペア間で共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、企業ペアのいずれにおいてもリードパートナーでない場合に1を取るダミー変数である。リードパートナーが監査チームの監査スタイルに大きな影響を与えるのであれば、*CommonLeadPartner*の係数は統計的に有意に正を示す一方で、*SharedLeadPartner*と *CommonNoLeadPartner*の係数は有意な結果を示さないと予想される。

最後に、*Controls*はコントロール変数のベクトルであり、先行研究に倣って次の変数をモデルに加えている（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。アクルーアルに基づいた利益の比較可能性の指標を用いる場合には、企業規模をコントロールするために資産の自然対数（*Size*）を、資本構成をコントロールするために負債を資産で割って計算した負債比率（*Lev*）を、成長性と収益性をコントロールするために時価総額を自己資本で割った時価簿価比率（*MB*）と営業キャッシュ・フローを期首資産で割った値（*CFO*）、そして半期決算の当期純利益が過去4期においてマイナスとなった割合から計算される損失比率（*Lossprob*）を、企業のリスクをコントロールするために半期決算の①売上高（期首資産でデフレート）、②営業キャッシュ・フロー（期首資産でデフレート）、③売上高成長率（[当期売上高-前期売上高]/前期売上高）の過去4期分の標準偏差（それぞれ、① *Std\_Sales*、② *Std\_CFO*、③ *Std\_SalesGr*）<sup>15)</sup>を、パートナーのテニューアをコントロールするためにパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数（*Tenure*）<sup>16)</sup>を、モデルに加える。*Specialist*は、企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人でも含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数である。本稿では、年度-

15) これらの変数について、Francis et al. (2014) では16期分の四半期データ（4年分）、Chen et al. (2020) では8期分の四半期データ（2年分）を用いて各変数の計算が行われている。これに対して、本稿では4期分の半期データ（2年分）を用いて変数の定義を試みている。半期データを用いている理由は、日本では金融商品取引法の改正により2008年4月以降開始する事業年度から四半期報告書の開示が法制化されているが、2011年より第1および第3四半期のキャッシュ・フロー計算書の開示が省略できるようになったことから、四半期データではサンプル期間を通して一貫したデータの入手可能性に懸念があったためである。なお、過去8期分の半期決算のデータ（4年分）で作成した変数を用いても、本稿で報告しているものと整合的な結果が得られることを確認している。

16) 監査に関わるパートナーが2人以上である場合は、各パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の平均値を用いる。

産業ごとに、最も多くの企業を担当するパートナーを特定し、それらのパートナーを産業スペシャリストとして定義している<sup>17)</sup>。

本分析モデルでは、被説明変数として、企業ペアの総アクルーアル（裁量的アクルーアル）の差の絶対値を用いている。そのため、コントロール変数も企業ペアのコントロール変数の差の絶対値を用いる。*Diff<sub>i</sub>*で始まる変数がこれらを示す。また、Francis et al. (2014)と同じく、それぞれの変数の規模を捉えるために企業ペアの最小値もコントロール変数として加える。企業ペアでの最小値を示す変数には *Min<sub>i</sub>* が付されている。なお、企業ペアにおける被説明変数（総アクルーアルおよび裁量的アクルーアル）の最小値もコントロール変数として追加している。

これらのコントロール変数が被説明変数とどのように関連しうるのかについては決定的な議論が確立されていない（Francis et al. 2014; Chen et al. 2020）。そのため、先行研究に倣い、本稿でもコントロール変数の符号予測および解釈は行わない。分析モデルの推計では年度および産業の固定効果を加え、係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。なお、全ての連続変数について、上下1%でウィンソライズしている<sup>18)</sup>。

### 3.4. データとサンプルの選択

本稿では、監査人に関するデータは日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』の「監査法人・監査意見データ」より、企業の財務データ等は日経NEEDS Financial QUESTおよびQUICK Astra Managerより入手した。

分析期間については、次の3つの点を踏まえて設定する。第1に、本稿の分析のためには、企業の監査業務を担当する監査事務所とパートナーに関するデータが必要となる点である。本稿で利用するデータベースは2001年2月期以前の期間はカバーしていない。そのため、監査人のデータの始点は2001年3月である。

第2に、本稿のコントロール変数の定義において、半期報告書のデータが用いられる点である。日本で中間連結財務諸表が開示されるようになったのは2000年9月以降である。さらに、営業キャッシュ・フローや売上高成長率の標準偏差の計算には過去5期分（2000年9月から2002年9月まで）の半期決算データが必要である。したがって、本稿の分析に必要な全てのデータが揃うのは2002年9月以降である。

第3に、COVID-19が企業の業績およびその監査プロセスに大きな影響を与えた点である（e.g. 金・藤谷 2020; 日本公認会計士協会 2020）。この影響を除外するために、COVID-19の影響が観察されうるであろう2020年3月期の直前の会計年度である2019年3月期までを分析対象とする。このような理由

17) 売上高シェア（パートナーが担当する産業kに属する企業の売上高総額/産業kに属する企業の売上高総額）が最も高いパートナーをスペシャリストとして定義した指標（Chi and Chin 2011）を用いても得られる結果が大きく変化しないことを確認している。

18) なお、当該処理はモデル（4）を分析する直前に、すなわち企業ペアの各変数の差の絶対値と最小値を計算した後に、行なっている。変数の定義の都合上、従属変数の99%タイルにはゼロの値が含まれているが、本稿の利益の比較可能性の指標はその値がゼロに近いほど利益の比較可能性が高いと解釈される指標であり、ゼロを異常値として捉えることは適切でない可能性もある。そこで、*Diff<sub>i</sub>*で始まる変数については下1%のみの片側ウィンソライズを実施した場合でも本稿の結果から大きく変化しないことを確認している。また、上下1%でウィンソライズした後、各変数の差の絶対値と最小値を計算しても、本稿で報告しているものと概ね整合的な結果が得られることを確認している。

から、本稿の分析期間は2002年9月期から2019年3月期まで（2002年度から2018年度まで）となった。

本稿の分析対象は、非金融業に属し日本会計基準<sup>19)</sup>を採用している上場企業である。この中から、次の事項に該当する企業を除く。まず、複数の監査事務所から同時に監査を受ける企業である。複数の監査事務所が監査を担っている場合、どちらの監査事務所が利益の比較可能性に影響を与えるのかを識別することが難しいためである<sup>20)</sup>。次に、同姓同名の可能性のあるパートナーの監査を受ける企業である。本稿では、監査報告書に記載されている苗字と名前の組み合わせでパートナーを特定している<sup>21)</sup>。この方法を用いると、同じ氏名であるが別人のパートナー、すなわち同姓同名、を同一人物として誤って特定してしまう可能性がある。そこで本稿では、同一年度に異なる監査事務所に同じ氏名が存在する場合には同姓同名であると考え、それらのパートナーの監査を受けている企業を分析対象から除いている<sup>22)</sup>。最後に、分析に必要な全てのデータが揃わない企業を除いた。この結果、サンプルサイズは、49,210企業-年となった。なお、連結財務諸表を作成する企業は連結財務諸表上のデータを、そうではない企業は単体の財務諸表上のデータを用いた。

次に、49,210企業-年を用いて3.1節で説明したプロセスで、本稿の分析単位である2,673,929の企業ペアを作成した。ところで、日本では子会社が上場するケースが存在することから (e.g., Boulifa and Uchida 2022)、親会社と上場子会社が企業ペア（以下、親子ペア）を構成する場合がある。日本では同一の監査人が親会社と上場子会社の両方を監査することが多く、したがって親子ペアは監査事務所が共通するペア（また、パートナーが共通するペア）として特定されることとなる。また、グループ会社では同じ会計システムを用いている可能性が高いため、親子ペアの利益の比較可能性は他の企業ペアよりも高くなると考えられる。しかし、これは監査人の監査スタイルだけではなく、親子ペアで共通の会計システムを利用していることを反映している可能性があるため、監査スタイルを識別するという本稿の目的に照らすと、親子ペアを分析対象から除外することが適切である。したがって、738の親子ペアを分析対象から除いた結果、本稿の最終的な分析サンプルは48,668企業-年から作成された2,673,191の企業ペアとなる。

19) 日本の上場企業は、日本会計基準、米国会計基準、国際財務報告基準の3つの基準から会計基準を選択して財務諸表を作成している。本稿では、会計基準が異なるとそのアウトプットが異なることから、同一の会計基準を適用する企業で分析を行っている。そして、日本会計基準を採用する企業数が多いことから、日本会計基準を採用する企業を分析対象としている。一方で、米国会計基準や国際財務報告基準を適用する企業は比較的大規模である場合が多く、これらを分析対象から除くことでバイアスを含んだ分析結果になっている懸念が存在するかもしれない。そこで、日本会計基準を適用する企業に限定せず、ただし、会計基準が同じである企業間で作成した企業ペアを用いた分析も実施したところ、結果が大きく変化しないことを確認している。

20) なお、2002年度から2018年度までの期間で日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』『監査法人・監査意見データ』で識別できた企業-年のうち、複数の監査法人の監査を受けた企業-年は約1.3%であった。

21) このような方法は、CICPAのサイトからパートナーを識別できる中国のパートナーデータを使った研究 (Chen et al. 2020) や職業履歴を共有する目的のSNSであるLinked-Inを使ってパートナーを識別した米国の研究 (Guo et al. 2022) に比べると、パートナーの正確な識別において課題があるかもしれない。JICPAも公認会計士等検索システム ([https://www.jicpa.or.jp/cpa\\_search/ms.php](https://www.jicpa.or.jp/cpa_search/ms.php)、最終アクセス日2023年9月5日) を提供しているが、その担当企業まで識別することは難しい。そのため、現時点では本稿での識別方法が最善であると考えられる。

22) なお、2002年度から2018年度までの期間で日経NEEDS CD-ROM『企業基本データ』『監査法人・監査意見データ』で識別できた企業-年のうち、この方法で識別した同姓同名のパートナーを含む観測値は全体の3.8%であった。

## 4. 分析結果

### 4.1. 基本統計量

表1は、年度別および監査事務所の規模別に観測値の分布を表したものである。Panel Aをみると、分析サンプルにおいて年度の偏りはないことが確認できる。Panel Bの監査事務所の規模別分布をみると、大手監査法人の監査を受ける企業が多いことがわかる。これは、日本の多くの上場企業の監査を大手監査法人が担っていることを反映している（CPAAOB 2021）。分析単位である企業ペアが同一規模の監査事務所の監査を受ける企業間で作成されているため、大手監査法人の企業ペアの全体に占める割合がさらに大きくなっている。

表2は変数の基本統計量である。Panel Aをみると、*CommonFirm*の平均値は0.305、*CommonPartner*の平均値は0.006である。第1に、全体の約30.5%の企業ペアの監査事務所が共通している。これは、米

表1 サンプルの分布

Panel A. 年度別分布					
年度	企業		企業ペア		
	Obs.	%	Obs.	%	
2002	2,556	5.3%	111,001	4.2%	
2003	2,722	5.6%	139,792	5.2%	
2004	2,759	5.7%	152,571	5.7%	
2005	2,853	5.9%	179,036	6.7%	
2006	2,809	5.8%	155,820	5.8%	
2007	2,982	6.1%	146,209	5.5%	
2008	3,044	6.3%	160,541	6.0%	
2009	2,975	6.1%	155,028	5.8%	
2010	2,939	6.0%	150,421	5.6%	
2011	2,882	5.9%	144,575	5.4%	
2012	2,874	5.9%	148,459	5.6%	
2013	2,876	5.9%	149,443	5.6%	
2014	2,876	5.9%	159,570	6.0%	
2015	2,844	5.8%	160,717	6.0%	
2016	2,878	5.9%	176,668	6.6%	
2017	2,883	5.9%	187,922	7.0%	
2018	2,916	6.0%	195,418	7.3%	
合計	48,668	100.0%	2,673,191	100.0%	

Panel B. 監査事務所の規模別分布					
規模	企業		企業ペア		
	Obs.	%	Obs.	%	
大手監査法人	37,227	76.5%	2,509,313	93.9%	
準大手監査法人	3,837	7.9%	45,726	1.7%	
中小規模監査法人・監査事務所	7,604	15.6%	118,152	4.4%	
合計	48,668	100.0%	2,673,191	100.0%	

注) 企業ペアは、同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成している。大手監査法人は、あずさ監査法人、EY新日本監査法人、トーマツ監査法人およびPwCあらた監査法人の4つの監査法人を含む(2007年7月までは、みずほ監査法人および中央青山監査法人も含む)。準大手監査法人は、仰星監査法人、三優監査法人、太陽監査法人、東陽監査法人、PwC京都監査法人を含む(2018年7月までは優成監査法人も含む)。中小規模監査法人・監査事務所は、大手監査法人と準大手監査法人を除いた監査事務所を含む。

表2 変数の基本統計量

Panel A. 変数の記述統計量										
	Mean	Std.Dev.	Min.	1 Q	Med.	3Q	Max.			
<i>CommonFirm</i>	0.305	0.460	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000			
<i>CommonFirm_DiffPartner</i>	0.299	0.458	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000			
<i>CommonPartner</i>	0.006	0.080	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000			
<i>CommonLeadPartner</i>	0.003	0.057	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000			
<i>SharedLeadPartner</i>	0.001	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000			
<i>CommonNoLeadPartner</i>	0.002	0.044	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000			
<i>Diff_ACC</i>	-0.060	0.059	-0.321	-0.080	-0.043	-0.020	-0.001			
<i>Min_ACC</i>	-0.058	0.051	-0.263	-0.079	-0.049	-0.026	0.038			
<i>Diff_ABRACC</i>	-0.062	0.065	-0.373	-0.082	-0.043	-0.019	-0.001			
<i>Min_ABRACC</i>	-0.033	0.054	-0.255	-0.053	-0.022	0.001	0.063			
<i>Diff_Size</i>	1.403	1.073	0.022	0.549	1.169	2.024	4.757			
<i>Min_Size</i>	9.214	1.123	6.688	8.429	9.188	9.961	12.170			
<i>Diff_Lev</i>	0.228	0.166	0.004	0.092	0.196	0.335	0.688			
<i>Min_Lev</i>	0.347	0.168	0.060	0.215	0.323	0.464	0.766			
<i>Diff_MB</i>	1.670	2.809	0.010	0.279	0.709	1.732	18.247			
<i>Min_MB</i>	1.043	0.800	0.217	0.800	0.793	1.253	4.748			
<i>Diff_CFO</i>	0.086	0.084	0.001	0.027	0.061	0.114	0.451			
<i>Min_CFO</i>	0.025	0.072	-0.287	-0.001	0.034	0.066	0.175			
<i>Diff_Lossprob</i>	0.260	0.278	0.000	0.000	0.250	0.500	1.000			
<i>Min_Lossprob</i>	0.069	0.157	0.000	0.000	0.000	0.000	0.750			
<i>Diff_Std_Sales</i>	0.051	0.060	0.000	0.013	0.031	0.065	0.335			
<i>Min_Std_Sales</i>	0.032	0.025	0.003	0.015	0.025	0.041	0.138			
<i>Diff_Std_CFO</i>	0.037	0.046	0.000	0.009	0.021	0.044	0.260			
<i>Min_Std_CFO</i>	0.023	0.016	0.003	0.012	0.019	0.030	0.090			
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	0.186	0.291	0.001	0.037	0.090	0.202	1.924			
<i>Min_Std_SalesGr</i>	0.094	0.085	0.009	0.040	0.069	0.117	0.490			
<i>Diff_Tenure</i>	1.254	0.966	0.000	0.500	1.000	2.000	4.000			
<i>Min_Tenure</i>	2.493	0.909	1.000	2.000	2.500	3.000	5.000			
<i>Specialist</i>	0.012	0.108	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000			

Panel B. 変数間の相関係数										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. <i>CommonFirm</i>	1.00									
2. <i>CommonFirm_DiffPartner</i>	0.98	1.00								
3. <i>CommonPartner</i>	0.12	-0.05	1.00							
4. <i>CommonLeadPartner</i>	0.09	-0.04	0.71	1.00						
5. <i>SharedLeadPartner</i>	0.05	-0.02	0.42	0.00	1.00					
6. <i>CommonNoLeadPartner</i>	0.07	-0.03	0.55	0.00	0.00	1.00				
7. <i>Diff_ACC</i>	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00			
8. <i>Min_ACC</i>	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.54	1.00		
9. <i>Diff_ABRACC</i>	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.82	0.44	1.00	
10. <i>Min_ABRACC</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.48	0.81	0.60	1.00

	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
11. Diff_Size	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	1.00
12. Min_Size	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.17	0.18	0.13	-0.33
13. Diff_Lev	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.05	-0.05	-0.03	-0.01	0.02
14. Min_Lev	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.03	-0.03	-0.02	-0.03	1.00
15. Diff_MB	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.13	-0.09	-0.16	-0.15	0.05
16. Min_MB	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.12	-0.11	-0.14	-0.18	0.07
17. Diff_CFO	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.53	-0.29	-0.60	-0.35	0.05
18. Min_CFO	0.03	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.34	-0.25	0.35	-0.22	-0.03
19. Diff_Lossprob	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.07	-0.11	-0.07	-0.03	0.04
20. Min_Lossprob	-0.02	-0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.06	-0.11	-0.05	-0.01	0.04
21. Diff_Std_Sales	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.17	-0.09	-0.17	-0.10	0.04
22. Min_Std_Sales	-0.01	-0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.17	-0.06	-0.17	-0.12	-0.02
23. Diff_Std_CFO	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.24	-0.12	-0.24	-0.12	0.04
24. Min_Std_CFO	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	-0.24	-0.11	-0.24	-0.16	-0.03
25. Diff_Std_SalesGr	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.16	-0.06	-0.15	-0.06	0.03
26. Min_Std_SalesGr	-0.02	-0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.13	0.00	-0.12	-0.03	0.01
27. Diff_Tenure	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.02	0.00	0.01
28. Min_Tenure	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.03	0.01	0.01
29. Specialist	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	-0.01	0.04
	1.00											1.00
19. Diff_Lossprob	-0.06	1.00										2.9
20. Min_Lossprob	0.13	0.11	1.00									
21. Diff_Std_Sales	0.09	0.23	0.11	1.00								
22. Min_Std_Sales	0.09	0.10	0.41	0.16	1.00							
23. Diff_Std_CFO	0.07	0.14	0.17	0.40	0.12	1.00						
24. Min_Std_CFO	0.15	0.15	0.49	0.20	0.43	0.19	1.00					
25. Diff_Std_SalesGr	0.08	0.26	0.14	0.54	0.15	0.31	0.18	1.00				
26. Min_Std_SalesGr	0.00	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	1.00			
27. Diff_Tenure	-0.03	-0.03	-0.03	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	1.00		
29. Specialist	-0.01	0.00	-0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.02	0.00	-0.01	1.00	

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれか、リードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *Diff\_ACC*=企業ペアの総アール（経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値）の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 *Diff\_ABRACC*=企業ペアの裁量的アクルール (Kothari et al. 2005の Performance-matched modified Jones modelに基づいて推定) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 *Size*=総資産の自然対数。 *Lev*=負債比率（負債/総資産）。 *MB*=時価簿価比率。 *CFO*=営業キャッシュ・フロー。 *Lossprob*=純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。 *Std\_Sales*=売上高の過去4期分の標準偏差。 *Std\_CFO*=営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。 *Std\_SalesGr*=売上高成長率の過去4期分の標準偏差。 *Tenure*=パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数（パートナーが2人以上の場合は、その平均値）。 *Specialist*=企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人でも含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。 *Diff* がついていない場合は企業ペアの当変数の差の絶対値を、*Min\_* がついていない場合は企業ペアの当変数の最小値を意味する。



国企業を対象とした研究である Francis et al. (2014) で報告された22.2%や、中国企業を対象とした研究である Chen et al. (2020) で報告された8.2%<sup>23)</sup>より高い水準である。米国や中国に比べて日本では大手監査法人のマーケットシェアが高いことから、監査事務所が共通している企業ペアが多くなっていると考えられる。第2に、全体の0.6%の企業ペアのパートナーが共通している。これは中国企業を対象とした研究である Chen et al. (2020) の0.5%と同水準である。さらに、*CommonPartner* の0.6%のうち、*CommonLeadPartner* は0.3%、*SharedLeadPartner* は0.1%、*CommonNoLeadPartner* は0.2%である。

#### 4.2. 共通の監査人と利益の比較可能性

表3と表4で、利益の比較可能性の指標別に、本稿の主分析である(4)式の推計結果が示されている。表3と表4の第1列で、監査事務所レベルの監査スタイルを捉えている *CommonFirm* の係数は正であり、統計的に有意である。監査事務所が共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比(表2のPanel A)で、両方とも0.3% (0.0002/0.059、0.0002/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さいと解釈できる。この結果は、監査事務所が共通している企業ペアの利益の比較可能性がそうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことを示しており、仮説1を支持している。

仮説2の分析結果は表3と4の第2列に示されている。パートナーレベルの監査スタイルを捉えている *CommonPartner* の係数は、全ての表において正に有意である。パートナーが共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比で、それぞれ1.2% (0.0007/0.059) と1.5% (0.0010/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さいと解釈できる。この結果は、パートナーが共通している企業ペアの利益の比較可能性がそうでない企業ペアの利益の比較可能性より高いことを示しており、仮説2を支持するものである。

仮説3の結果は表3と4の第3列に示されている。全ての表において *CommonLeadPartner* の係数は有意に正である。すなわち、リードパートナーが共通している場合には総アクルーアル (*Diff\_ACC*) と裁量的アクルーアル (*Diff\_ABRACC*) の標準偏差比で、それぞれ1.5% (0.0009/0.059) と2.8% (0.0018/0.065) ほど、総アクルーアルと裁量的アクルーアルの差が小さい。これは *CommonPartner* の経済的インパクトより大きい。一方、全ての表において *SharedLeadPartner* と *CommonNoLeadPartner* の係数は統計的に有意でない。この結果は、リードパートナーではないパートナーが共通していたとしても、利益の比較可能性は高くないことを意味する。これらの結果は、パートナーで構成される監査チームにおいて、リードパートナーが監査スタイルの形成に重要な役割を果たすことを示唆しており、仮説3を支持するものといえる。

23) *SameFirm\_DiffOffice\_DiffPartner* の0.021、*SameOffice\_DiffPartner* の0.056、*SamePartner* の0.005の合計値 (Chen et al. 2020, p.124, Table 2)。

表3 共通の監査人と利益の比較可能性：総アクルーアルに基づく分析

従属変数 = Diff_ACC	(1)	(2)	(3)
<b>CommonFirm</b>	0.0002*** (3.66)		
<b>CommonFirm_DiffPartner</b>		0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.48)
<b>CommonPartner</b>		0.0007*** (2.07)	
<b>CommonLeadPartner</b>			0.0009* (1.82)
<b>SharedLeadPartner</b>			0.0007 (1.03)
<b>CommonNoLeadPartner</b>			0.0004 (0.76)
<i>Min_ACC</i>	0.8221*** (814.42)	0.8221*** (814.44)	0.8221*** (814.45)
<i>Diff_Size</i>	0.0007*** (24.27)	0.0007*** (24.29)	0.0007*** (24.29)
<i>Min_Size</i>	-0.0006*** (-18.40)	-0.0006*** (-18.39)	-0.0006*** (-18.39)
<i>Diff_Lev</i>	0.0102*** (48.01)	0.0102*** (48.01)	0.0102*** (48.01)
<i>Min_Lev</i>	0.0195*** (82.42)	0.0195*** (82.41)	0.0195*** (82.41)
<i>Diff_MB</i>	-0.0010*** (-67.00)	-0.0010*** (-67.01)	-0.0010*** (-67.01)
<i>Min_MB</i>	-0.0057*** (-98.89)	-0.0058*** (-98.90)	-0.0058*** (-98.90)
<i>Diff_CFO</i>	-0.0001 (-0.11)	-0.0001 (-0.11)	-0.0001 (-0.11)
<i>Min_CFO</i>	0.4794*** (432.31)	0.4794*** (432.32)	0.4794*** (432.33)
<i>Diff_Lossprob</i>	0.0398*** (322.88)	0.0398*** (322.89)	0.0398*** (322.89)
<i>Min_Lossprob</i>	0.0643*** (280.86)	0.0643*** (280.86)	0.0643*** (280.86)
<i>Diff_Std_Sales</i>	-0.0149*** (-21.45)	-0.0149*** (-21.45)	-0.0149*** (-21.45)
<i>Min_Std_Sales</i>	-0.0361*** (-21.74)	-0.0361*** (-21.75)	-0.0361*** (-21.75)
<i>Diff_Std_CFO</i>	-0.0773*** (-85.34)	-0.0773*** (-85.34)	-0.0773*** (-85.34)
<i>Min_Std_CFO</i>	-0.1969*** (-86.88)	-0.1969*** (-86.88)	-0.1969*** (-86.88)
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	-0.0026*** (-15.04)	-0.0026*** (-15.04)	-0.0026*** (-15.04)
<i>Min_Std_SalesGr</i>	-0.0158*** (-30.24)	-0.0158*** (-30.24)	-0.0158*** (-30.24)
<i>Diff_Tenure</i>	-0.0003*** (-9.88)	-0.0003*** (-9.87)	-0.0003*** (-9.87)
<i>Min_Tenure</i>	-0.0003*** (-11.85)	-0.0003*** (-11.85)	-0.0003*** (-11.85)
<i>Specialist</i>	0.0002** (2.41)	0.0002** (2.37)	0.0002** (2.36)
<i>Constant</i>	-0.0177*** (-42.88)	-0.0177*** (-42.89)	-0.0177*** (-42.89)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.616	0.616
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*Diff\_ACC*=企業ペアの総アクルーアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Size*=総資産の自然対数。*Lev*=負債比率(負債/総資産)。*MB*=時価簿価比率。*CFO*=営業キャッシュ・フロー。*Lossprob*=純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。*Std\_Sales*=売上高の過去4期分の標準偏差。*Std\_CFO*=営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。*Std\_SalesGr*=売上高成長率の過去4期分の標準偏差。*Tenure*=パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数(パートナーが2人以上の場合は、その平均値)。*Specialist*=企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人も含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。コントロール変数の前に*Diff\_*がついている場合は企業ペアの当変数の差の絶対値を、*Min\_*がついている場合は企業ペアの当変数の最小値を意味する。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

表4 共通の監査人と利益の比較可能性：裁量的アクルーアルに基づく分析

従属変数 = Diff_ABRACC	(1)	(2)	(3)
<b>CommonFirm</b>	0.0002*** (3.71)		
<b>CommonFirm_DiffPartner</b>		0.0002*** (3.40)	0.0002*** (3.40)
<b>CommonPartner</b>		0.0010*** (2.93)	
<b>CommonLeadPartner</b>			0.0018*** (3.68)
<b>SharedLeadPartner</b>			0.0003 (0.37)
<b>CommonNoLeadPartner</b>			0.0001 (0.24)
<i>Min_ABRACC</i>	0.8173*** (775.11)	0.8173*** (775.12)	0.8173*** (775.13)
<i>Diff_Size</i>	0.0005*** (18.60)	0.0005*** (18.62)	0.0005*** (18.63)
<i>Min_Size</i>	-0.0015*** (-47.60)	-0.0015*** (-47.59)	-0.0015*** (-47.58)
<i>Diff_Lev</i>	0.0021*** (10.44)	0.0021*** (10.45)	0.0021*** (10.45)
<i>Min_Lev</i>	0.0016*** (7.08)	0.0016*** (7.08)	0.0016*** (7.08)
<i>Diff_MB</i>	-0.0004*** (-26.53)	-0.0004*** (-26.54)	-0.0004*** (-26.54)
<i>Min_MB</i>	-0.0019*** (-33.09)	-0.0019*** (-33.11)	-0.0019*** (-33.11)
<i>Diff_CFO</i>	-0.0441*** (-55.09)	-0.0441*** (-55.09)	-0.0440*** (-55.08)
<i>Min_CFO</i>	0.4870*** (438.98)	0.4870*** (439.00)	0.4870*** (439.01)
<i>Diff_Lossprob</i>	0.0314*** (259.15)	0.0314*** (259.16)	0.0314*** (259.16)
<i>Min_Lossprob</i>	0.0417*** (184.26)	0.0417*** (184.27)	0.0417*** (184.26)
<i>Diff_Std_Sales</i>	-0.0103*** (-14.33)	-0.0103*** (-14.33)	-0.0103*** (-14.33)
<i>Min_Std_Sales</i>	0.0158*** (9.31)	0.0157*** (9.30)	0.0157*** (9.30)
<i>Diff_Std_CFO</i>	-0.0648*** (-72.17)	-0.0648*** (-72.16)	-0.0648*** (-72.16)
<i>Min_Std_CFO</i>	-0.1054*** (-46.55)	-0.1054*** (-46.55)	-0.1054*** (-46.55)
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	-0.0023*** (-13.04)	-0.0023*** (-13.04)	-0.0023*** (-13.04)
<i>Min_Std_SalesGr</i>	-0.0216*** (-41.60)	-0.0216*** (-41.60)	-0.0216*** (-41.60)
<i>Diff_Tenure</i>	-0.0001*** (-3.20)	-0.0001*** (-3.18)	-0.0001*** (-3.18)
<i>Min_Tenure</i>	-0.0002*** (-6.14)	-0.0002*** (-6.14)	-0.0002*** (-6.15)
<i>Specialist</i>	0.0013*** (12.98)	0.0013*** (12.91)	0.0013*** (12.89)
<i>Constant</i>	-0.0265*** (-68.03)	-0.0266*** (-68.05)	-0.0266*** (-68.06)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.673	0.673	0.673
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*= 企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner* = 企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*= 企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*= 共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*= 共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*= 共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*Diff\_ABRACC*= 企業ペアの裁量的アクルーアル (Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Size*= 総資産の自然対数。*Lev*= 負債比率 (負債/総資産)。*MB*= 時価簿価比率。*CFO*= 営業キャッシュ・フロー。*Lossprob*= 純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。*Std\_Sales*= 売上高の過去4期分の標準偏差。*Std\_CFO*= 営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。*Std\_SalesGr*= 売上高成長率の過去4期分の標準偏差。*Tenure*= パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数 (パートナーが2人以上の場合は、その平均値)。*Specialist*= 企業ペアのパートナーに産業スペシャリストが1人も含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。コントロール変数の前に*Diff\_*がついている場合は企業ペアの当変数の差の絶対値を、*Min\_*がついている場合は企業ペアの当変数の最小値を意味する。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスターリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

### 4.3. 頑健性分析

本稿の分析結果から、日本においても監査事務所およびパートナーの両方のレベルにおいて監査スタイルが存在することが示唆された。また、パートナーで構成される監査チームの監査スタイルを決定づけるのはリードパートナーであることも本稿の分析結果から示唆されている。本節では、その結果の頑健性を確認するために次の4つの分析を行う。

#### 4.3.1. 監査人の選択から生じうる交絡の問題に関する分析

第1に、監査人の選択から生じうる交絡の問題である。企業は監査人を選択することができる。したがって、監査人の選択と企業の観察不可能な要素が関連しているのであれば、主分析で観察された関係が疑似的な相関を捉えている可能性を否定できなくなる。この問題に完全に対処することはできないが、本稿では監査人の専門性に注目して、この選択の問題が主分析の結果をどれほど変化させうるのかを検討する (Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。

監査人の選択に影響を与えうる観察できない要素 (交絡) が類似している企業は、同じような専門性を有する監査人を選択する可能性がある。もしそうであれば、同一の専門性を有する監査人を選択しているケースを除外して分析を行うことで、生じうる交絡の影響を部分的に軽減できると考えられる。そこで、産業スペシャリストであるパートナーを含むサンプルを除いた検証を行う。この結果が表5のPanel Aに示されている。なお、紙幅の制約から、コントロール変数の結果の報告はこれ以降省略する。

これをみると、監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は第1列と第2列で有意であるとともに、パートナーレベルの監査スタイルを捉えている変数は第3列と第4列で正に有意である。さらに、リードパートナーの監査スタイルを捉えている変数は第6列で正に有意であるのに対し、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらは、主分析の結果と整合的であり、主分析の結果が企業による監査人の選択から生じうる交絡を捉えている可能性を、部分的に棄却することを示唆している。

#### 4.3.2. マッチング

第2に、観察可能な共変量から生じるバイアスが主分析の結果に影響を与えているのかを検討する。ここでは、傾向スコアマッチングを用いて、想定されうる共変量の影響を軽減するよう試みる (Rosenbaum and Rubin 1983)。具体的には、*CommonFirm* (*CommonPartner*、*CommonLeadPartner*) を従属変数とし、(4) 式のコントロール変数と年度および産業ダミーを独立変数とするプロビットモデルを推計して傾向スコアを計算する。この傾向スコアに基づいて、非復元抽出の1:1最近傍マッチングを用いてサンプルを構築する。このサンプルを用いて (4) 式を推計した結果がPanel Bに示されている<sup>24)</sup>。

監査事務所が共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では (第1列と第2列)、

24) なお、バランステストから共変量間で統計的に有意な差がないことを確認している。また、パートナーが共通する場合には監査事務所も共通することから、パートナー (リードパートナー) が共通する企業ペアのマッチング分析 (第3列から第6列まで) では、*CommonFirm* と *CommonFirm\_DiffPartner* を除いてモデルを推計している。

監査事務所の監査スタイルを捉える変数は正に有意である。パートナーが共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では（第3列と第4列）、パートナーの監査スタイルを捉える変数が第4列で統計的に有意である。また、リードパートナーが共通しているか否かでマッチングしたサンプルを用いた分析では（第5列と第6列）、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数やその他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。なお、*SharedLeadPartner*と*CommonNoLeadPartner*でマッチングしたサンプルを用いた分析でも、これらの変数はいずれも有意ではなかった（表には未掲載）。

さらに、観測値を失うことなく、コントロール群と処置群の間でバランスのとれた共変量分布を作成する多変量再重み付け法であるEntropy Balancing手法を用いて（Hainmueller 2012）、同じ検証を行った。監査事務所が共通しているか否かでバランシングしたサンプルを用いた分析（Panel Cの第1列と第2列）では、監査事務所の監査スタイルを捉えている係数は第1列と第2列で正に有意である。パートナーとリードパートナーが共通しているか否かでバランシングしたサンプル（それぞれ、Panel Cの第3列と第4列、Panel Cの第5列と第6列）では、パートナーの監査スタイルを捉える変数は全ての列で、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数は第6列で正に有意である。一方、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。なお、*SharedLeadPartner*と*CommonNoLeadPartner*でバランシングしたサンプルを用いた分析でも、これらの変数はいずれも有意ではなかった（表には未掲載）。これらの結果は、主分析の結果とおおむね整合的であり、観察可能な共変量から生じるバイアスが主分析の結果に影響を与えていないことを示す。

#### 4.3.3. パートナーの識別方法に関する分析

第3に、パートナーの識別方法に関する頑健性を確認する。主分析では、同一年度に異なる監査事務所同一の氏名が存在する場合に、同姓同名であると想定して分析サンプルから除外した。ここでは、同姓同名の識別方法を拡張して、結果の感応度を検討する。まず、パートナーがある会計年度において担当する企業数が15を超える場合には、同姓同名の監査人が存在する可能性が高いと想定し分析から除外する。また、日本における同姓同名ランキングで高ランクに位置する氏名を持つパートナーも分析から除外する<sup>25)</sup>。これらの新しい条件を加えて構築したサンプルを用いて、主分析のモデルを再度推計した。この結果がPanel Dに示されている。

監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は第1列と第2列において正に有意である。また、パートナーの監査スタイルを捉える変数は有意ではないが、リードパートナーの監査スタイルを捉える変数は第6列において正に有意である。一方、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらの結果は、同姓同名の識別方法が主分析の結果に与える影響が限定的であることを示す。

#### 4.3.4. 代替的な利益の比較可能性の指標を用いた分析

最後に、代替的な利益の比較可能性の指標を用いて結果の頑健性を確認する。先行研究ではある企業

25) 同姓同名全国ランキング (<https://myoji-yurai.net/myojiNamaeRanking.htm>、最終アクセス日2023年9月5日)を参照した。

の利益に関する情報が別の企業の利益の予測に関心のある投資家にとって有益となる可能性があることに注目し、利益の共変動を利益の比較可能性の指標とする手法が開発されている (De Franco et al. 2011)。本稿では、次の (5) 式で計算した企業ペアの利益の比較可能性を示す指標を用いて結果の頑健性を確認する：

$$Earnings_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Earnings_{j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

ここで、 $Earnings_{i(t),t}$  は、企業  $i$  ( $j$ ) の年度  $t$  における経常利益を期首資産でデフレートした値である。本稿では、過去 4 年間 (半期 8 期分) の回帰式における決定係数を、利益の比較可能性の指標である  $EComp\_Cov$  として用いる<sup>26)</sup>。この値が大きいほど、企業ペアの利益の共変動が高い、すなわち、利益の比較可能性が高いことを意味する。

先行研究では利益の共変動を利益の比較可能性の指標として用いた場合、その指標計算に用いた期間にわたって監査人が交代していないサンプルで分析を実施している (e.g., Francis et al. 2014; Chen et al. 2020)。これは、この期間における利益が同じ監査人から影響を受けたものである必要があるからである。しかし、日本では、複数のパートナーで構成された監査チームが監査を実施しており、さらにそのローテーションが求められていることから、4 年間に渡りこのチーム構成に変更がないことを条件にすると、企業ペアの両方においてその条件が適用されることもあって、観測値の規模が大幅に制約されてしまう。したがって、本稿では、このような日本の実務を考慮し、利益の共変動の分析における  $CommonAuditor$  の変数については、企業ペアの監査人が共通する状況が 4 年間続いている場合に 1、それ以外は 0 とするダミー変数を用いる ( $CommonAuditor\_4y$ )<sup>27)</sup>。

利益の共変動に基づいた利益の比較可能性の指標を用いた分析におけるコントロール変数は、主分析で用いた各コントロール変数の 4 年間の平均値を計算した後、企業ペアでその差の絶対値と最小値を用いる。さらに、利益の共変動に影響を与えるその他の要素を制御するために営業キャッシュ・フローの共変動 ( $CFO\_Comp\_Cov$ ) と、長期にわたるキャッシュ・フローの期待に関連する経済状況を制御するために株式リターン共変動 ( $Return\_Comp\_Cov$ ) もモデルに加える (De Franco et al. 2011)。

同分析では、経済状況の違いが共変動変数の推定に与える影響を制御するために、主分析のサンプルから決算期が同じである企業ペアを抽出した。さらに、共通の監査人によって監査を受ける状況が 4 年間続いているかどうかを識別するために、4 年間連続で企業ペアが作成されたサンプルに限定した。その結果、分析に用いるコントロール変数が全て計算できたのは 263,280 企業ペアであった<sup>28)</sup>。

26) なお、日本では中間財務諸表も独立監査人の監査が求められている。また、中間監査に係る監査計画は、当該中間財務諸表が属する年度の財務諸表の監査に係る監査計画の一環として実施されることから (中間監査基準)、中間財務諸表監査を担当する監査人と財務諸表の監査人は同じであると考えられるため、このような変数の定義を行ったとしても本稿が測定したい監査人のスタイルを十分に捉えることが可能であると考えられる。

27) この変数は必ずしも 4 年間にわたって監査人が同じであることを捉えているわけではない。これは先行研究とは若干異なる設定ではあるが、企業ペアの同時期の利益が共通の監査人の影響を受けていることには変わりなく、共通の監査人の影響を捉える変数として問題ないと考えられる。なお、企業ペアが共通の監査事務所とパートナーによって監査を受ける状況が 4 年間続いている場合は、それぞれ 32.1% と 0.3% であった ( $CommonFirm\_4y$  と  $CommonPartner\_4y$ )。

28) 中央青山監査法人の監査を受けていた企業 (以下、元中央青山クライアント) は、当該監査法人の解体に伴い 2007 年度の監査から監査人を交代することとなったが、元中央青山クライアントと中央青山の監査チームと一緒に異動したケースが多かったことがわかっている (Skinner and Srinivasan 2012)。この場合、監査法人は異なってもパートナーは同じであるケースが生じるが、これは本稿で想定する設定と整合的ではない。したがって、本稿では、2007 年度から 2010 年度までの期間で識別された元中央青山クライアントが含まれた企業ペア (16,815) を分析から除いている。

表5 頑健性分析

Panel A. 産業スペシャリストを含むサンプルを除いた分析						
従属変数	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.54)	0.0002*** (3.13)				
CommonFirm_DiffPartner			0.0002*** (3.37)	0.0002*** (2.85)	0.0002*** (3.37)	0.0002*** (2.85)
CommonPartner			0.0007* (1.94)	0.0010*** (2.69)		
CommonLeadPartner					0.0008 (1.51)	0.0017*** (3.28)
SharedLeadPartner					0.0004 (0.47)	-0.0001 (-0.15)
CommonNoLeadPartner					0.0008 (1.37)	0.0005 (0.81)
Observation	2,527,040	2,527,040	2,527,040	2,527,040	2,527,040	2,527,040
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.673	0.616	0.673	0.616	0.673
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B. 傾向スコアマッチングサンプルを用いた分析						
従属変数	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.04)	0.0002*** (3.14)				
CommonPartner			0.0005 (1.19)	0.0010** (2.21)		
CommonLeadPartner					0.0004 (0.70)	0.0010 (1.59)
SharedLeadPartner					-0.0022 (-0.27)	0.0080 (1.44)
CommonNoLeadPartner					-0.0044 (-0.79)	-0.0021 (-0.40)
Observation	1,630,356	1,630,356	34,194	34,194	17,526	17,526
Adjusted R <sup>2</sup>	0.621	0.676	0.593	0.656	0.597	0.654
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## Panel C. Entropy balancingを用いた分析

従属変数	Balancing変数 = CommonFirm		Balancing変数 = CommonPartner		Balancing変数 = CommonLeadPartner	
	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (3.88)	0.0002*** (4.05)				
CommonPartner			0.0006* (1.76)	0.0010*** (2.82)		
CommonLeadPartner					0.0007 (1.47)	0.0016*** (3.34)
SharedLeadPartner					0.0011 (1.31)	0.0008 (0.87)
CommonNoLeadPartner					-0.0002 (-0.23)	-0.0003 (-0.39)
Observation	2,673,191	2,673,191	1,875,036	1,875,036	1,875,036	1,875,036
Adjusted R <sup>2</sup>	0.622	0.678	0.598	0.658	0.594	0.652
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## Panel D. 同性同名の可能性があるパートナーを含むサンプルを除いた分析

従属変数	Balancing変数 = CommonFirm		Balancing変数 = CommonPartner		Balancing変数 = CommonLeadPartner	
	Diff_ACC (1)	Diff_ABRACC (2)	Diff_ACC (3)	Diff_ABRACC (4)	Diff_ACC (5)	Diff_ABRACC (6)
CommonFirm	0.0002*** (2.74)	0.0001*** (2.51)				
CommonFirm_DiffPartner			0.0002*** (2.59)	0.0002*** (2.35)	0.0001** (2.59)	0.0001** (2.35)
CommonPartner			0.0006 (1.60)	0.0006 (1.62)		
CommonLeadPartner					0.0008 (1.53)	0.0012*** (2.34)
SharedLeadPartner					0.0004 (0.58)	-0.0002 (-0.30)
CommonNoLeadPartner					0.0003 (0.56)	0.0001 (0.12)
Observation	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874	2,410,874
Adjusted R <sup>2</sup>	0.609	0.665	0.609	0.665	0.609	0.665
Control variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes



Panel E. 代替的な利益比較可能性の指標を用いた分析  
従属変数

	(1)	(2)	(3)
	<i>EComp_Cov</i>	<i>EComp_Cov</i>	<i>EComp_Cov</i>
<i>CommonFirm_4y</i>	-0.0025 (-1.42)		
<i>CommonFirm_DiffPartner_4y</i>		-0.0029 (-1.61)	-0.0029 (-1.63)
<i>CommonPartner_4y</i>		0.0337** (2.54)	
<i>CommonLeadPartner_4y</i>			0.0615*** (3.40)
<i>SharedLeadPartner_4y</i>			0.0414 (0.88)
<i>CommonNoLeadPartner_4y</i>			0.0010 (0.04)
<i>CFO_Comp_Cov</i>	0.0812*** (28.58)	0.0812*** (28.57)	0.0812*** (28.57)
<i>Return_Comp_Cov</i>	0.1498*** (19.24)	0.1498*** (19.23)	0.1498*** (19.23)
Observation	263,280	263,280	263,280
Adjusted R <sup>2</sup>	0.446	0.446	0.446
Control variables	Yes	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm*=企業ペアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner*=企業ペアのパートナーが共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*SharedLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかでもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonNoLeadPartner*=共通するパートナーが、企業ペアのいずれかにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CFO\_ACC*=企業ペアの総アクルアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Diff\_ABRACC*=企業ペアの載量的アクルアル(Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*EComp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(半期8期分)の利益の回帰式における決定係数で推定した企業ペアの利益の共変動。*CFO\_Comp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(半期8期分)の営業キャッシュ・フローの回帰式における決定係数で推定した企業ペアの利益の共変動。*Return\_Comp\_Cov*=企業ペアの過去4年間(月次48ヶ月分)の月次株式リターンにおける決定係数で推定した企業ペアの株式リターンの共変動。*Return\_Comp\_Cov*=有意水準の計算には企業ペアでクラスタリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

この分析結果がPanel Eに示されている。第2列のパートナーの監査スタイルを捉える変数は正に有意である。また、第3列におけるリードパートナーの監査スタイルを捉える変数も正に有意である。一方で、その他のパートナーの監査スタイルを捉えている変数はいずれも有意ではない。これらの結果は、利益の共変動を利益の比較可能性の指標として用いても、パートナーおよびリードパートナーレベルでの監査スタイルが頑健に観察されることを意味する。しかし、第1列の監査事務所レベルの監査スタイルを捉える変数は有意ではない点には注意が必要である。これは、この分析におけるリサーチデザイン上の制約が影響している可能性がある。この点については、他の利益の比較可能性の指標の検討も含めて、本稿の残された課題である。

なお、裁量的アクリューアルに基づいた利益の比較可能性の指標についても異なる方法で推定した値を用いた分析を実施している（表には未掲載）。具体的には、Dechow et al. (1995) の Modified Jones model<sup>29)</sup> と Kasznik (1999) の CFO model<sup>30)</sup> を用いたところ、監査事務所の監査スタイルを捉えている変数は全てのモデルにおいて正に有意であったが、パートナー（リードパートナー）の監査スタイルを捉える変数は Modified Jones model を用いた場合にのみ正に有意であった。

概してこれらの一連の結果は、日本における監査人の監査スタイルが頑健に観察できることを示している<sup>31)</sup>。

## 5. 追加分析

本稿の主分析では、監査チームの監査スタイルについて、監査チームを構成するメンバーの責務や経験に注目した分析を実施している。ここでは、監査チームの監査スタイルに関するさらなる知見を得るために、共通するパートナーの人数に注目した追加的な分析を実施する。企業ペアで共通する人が多ければ多いほど、監査チームの監査スタイルの類似性も高くなると考えられることから、企業ペアの利益の比較可能性は高いと予想される。

分析のために、*CommonPartner* を次の4つの変数に分解する。*CommonPartner\_Single* と *CommonPartner\_Multiple* は、それぞれ、企業ペアの共通するパートナーが1人である場合に1、2人以上である場合に1を取るダミー変数である。また、*CommonPartner\_Underhalf* と *CommonPartner\_Overhalf* は、それぞれ、企業ペアの共通するパートナーが監査チームに占める割合が50%以下である場合に1、50%超である場合に1を取るダミー変数である。なお、これらの変数の記述統計は（表には未

29)  $Accruals_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 (1/Assets_{i,t-1}) + \eta_2 (\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}) + \eta_3 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ . *Accruals* は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き、期首の総資産でデフレートした値。*Assets* は総資産。*ΔRev*、*ΔRec*、*PPE* はそれぞれ売上高の変化（当期の値－前期の値）、売上債権の変化（当期の値－前期の値）、有形固定資産を期首の総資産でデフレートした値。

30)  $Accruals_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 (1/Assets_{i,t-1}) + \lambda_2 (\Delta Rev_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}) + \lambda_3 PPE_{i,t} + \lambda_4 \Delta CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ . *Accruals* は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き、期首の総資産でデフレートした値。*Assets* は総資産。*ΔRev*、*ΔRec*、*PPE*、*ΔCFO* はそれぞれ売上高の変化、売上債権の変化、有形固定資産、営業活動によるキャッシュ・フローの変化（当期の値－前期の値）を期首の総資産でデフレートした値。

31) なお、監査人の監査スタイルは大手監査法人で強く観察されることも確認している。人的資本や資金のバッファーが豊富である大手監査法人は、そうではない中小規模の監査法人・監査事務所に比べて、品質管理のシステムを適切に整備し運用している可能性が高く、さらに、大手監査法人に勤める公認会計士は、統制の取れた訓練を受けていることから、個人の業務スタイルを維持し、一貫した方法で専門的な判断を下す傾向にある可能性があることがその理由として考えられる。なお、このような結果は、先行研究とも整合的である（Chen et al. 2020; Jiu et al. 2020）。

掲載)、*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) と *CommonPartner\_Multiple* (*CommonPartner\_Overhalf*) が、それぞれ0.6%と0.1% (0.6%と0.1%) であり、ほとんどの場合において1人のパートナーが共通していることがわかる。

表6の回帰分析の結果をみると、第1列(第3列)の*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) を除いては統計的に正で有意である。注目すべき点は、*CommonPartner\_Multiple* (*CommonPartner\_Overhalf*) の係数が*CommonPartner\_Single* (*CommonPartner\_Underhalf*) のそれより大きい傾向にあることである。これは、監査チームにおいて共通するパートナーの人数が多い企業ペアほど利益の比較可能性が高いという事前の予想と整合的な結果である。ただし、これらの変数の係数間に統計的に有意な差異は観察されなかった。このため、監査チームにおいて共通するパートナーが多いほど企業ペアの利益の比較可能性が高いという結果は、あくまでも予備的なものである点に注意されたい。

表6 追加分析

従属変数	<i>Diff_ACC</i>	<i>Diff_ABRACC</i>	<i>Diff_ACC</i>	<i>Diff_ABRACC</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CommonFirm_DiffPartner</i>	0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.40)	0.0002*** (3.48)	0.0002*** (3.40)
<i>CommonPartner_Single</i>	0.0005 (1.57)	0.0009** (2.45)		
<i>CommonPartner_Multiple</i>	0.0024* (1.94)	0.0024* (1.92)		
<i>CommonPartner_Underhalf</i>			0.0006 (1.61)	0.0009** (2.47)
<i>CommonPartner_Overhalf</i>			0.0022* (1.81)	0.0024* (1.89)
Observation	2,673,191	2,673,191	2,673,191	2,673,191
Adjusted R <sup>2</sup>	0.616	0.673	0.616	0.673
Year Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-pair clustering	Yes	Yes	Yes	Yes

注) *CommonFirm\_DiffPartner*=企業ペアの監査事務所が共通しているがパートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner\_Single* (*Multiple*) =企業ペアのパートナー数が1人(2人以上)である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。*CommonPartner\_Underhalf* (*Overhalf*)=企業ペアの共通するパートナー数が監査チームに占める割合が50%以下(50%超)である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。

*Diff\_ACC*=企業ペアの総アクルーアル(経常利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差を期首の総資産でデフレートした値)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。*Diff\_ABRACC*=企業ペアの裁量的アクルーアル(Kothari et al. 2005のPerformance-matched modified Jones modelに基づいて推定)の差の絶対値にマイナス1をかけた値。係数の有意水準の計算には企業ペアでクラスターリングした標準誤差を用いている。括弧内はt値。\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

## 6. 結論

本稿では、諸外国で観察されてきた監査人の監査スタイルの存在が、日本においても観察されるのかについて実証的に検証した。2002年度から2018年度までの期間で、同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された2,673,191企業ペアを用いた分析

から、監査事務所やパートナーが共通している企業ペアの利益の比較可能性はそうではない企業ペアの利益の比較可能性よりも高いことが明らかになった。また、リードパートナーが監査チームにおける監査スタイルにおいて重要な役割を果たすことも示された。これらの結果は、日本においても監査人の監査スタイルが存在することを示すものである。

本稿の今後の検証課題として次の点があげられる。第1に、利益の比較可能性の指標に関連した課題である。本稿では、アクルーアルと利益の共変動に基づいた利益の比較可能性の指標を用いているが、利益の比較可能性に関しては他にもいくつかの代替的な指標が知られている。たとえば、利益の株式リターンへの写像の程度 (e.g., De Franco et al. 2011; Jiu et al. 2020; 向 2017; 若林 2018) が、先行研究によって利益の比較可能性指標として扱われてきたものである。また、財務諸表の項目 (line item) の類似性を用いて比較可能性を測った研究も存在する (Johnston and Zhang 2021; Brown et al. 2023)。利益の共変動を用いた本稿の分析からは監査事務所の監査スタイルが観察されていないことも考慮すると、異なる観点からの利益の比較可能性指標を用いた分析結果の補強が待たれる。

第2に、財務情報は監査人とクライアント企業の共同産物である (Antle and Nalebuff 1991)。したがって、監査人とクライアント企業間の交渉力などといった監査人と企業間の関係が、最終的に利益情報に影響を与える可能性がある。このように、企業ペアの利益の比較可能性に与える企業の影響や監査人と企業間の関係を踏まえた分析も今後必要であろう。

第3に、監査人の監査スタイルは、監査人の誤った判断やミスが他の企業の監査業務にも伝播しうるなどのコストも存在する (Baugh and Schmardebeck 2023) が、本稿では、監査スタイルの負の側面には注目していない。これらの課題はいずれも、日本における監査スタイルに関する我々の理解を更に深めていく上で重要な論点であり、今後のさらなる精緻な検討が必要なものである。このため、本稿で扱いきれなかった論点については、今後の検証課題としたい。

## Appendix. 変数の定義

変数	定義
<i>CommonFirm</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの監査事務所が共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonFirm_DiffPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの監査事務所が共通しているが、パートナーは共通していない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが少なくとも1人でも共通している場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアの両方でリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>SharedLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアのいずれかでリードパートナーである場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonNoLeadPartner</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナーが、企業ベアのいずれにおいてもリードパートナーでない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>Diff_ACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの総アクルーアル ( <i>Accruals</i> ) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 <i>Accruals</i> は経常利益から営業活動によるキャッシュ・フローを差し引き期首の総資産でデフレートした値。
<i>Min_ACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの <i>Accruals</i> の最小値。
<i>Diff_ABRACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの裁量的アクルーアル ( <i>Abnormal Accruals</i> ) の差の絶対値にマイナス1をかけた値。 <i>Abnormal Accruals</i> はPerformance-matched modified Jones model (Kothari et al. 2005) を用いて推定。
<i>Min_ABRACC</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの <i>Abnormal Accruals</i> の最小値。
<i>Diff_Size</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの規模の差の絶対値。規模は総資産の自然対数。
<i>Min_Size</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの規模の最小値。
<i>Diff_Lev</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの負債比率の差の絶対値。負債比率は負債を総資産で割った値。
<i>Min_Lev</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの負債比率の最小値。
<i>Diff_MB</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの時価簿価比率の差の絶対値。時価簿価比率は時価総額を自己資本で割った値。
<i>Min_MB</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの時価簿価比率の最小値。
<i>Diff_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの差の絶対値。営業キャッシュ・フローは営業活動によるキャッシュ・フローを期首の総資産でデフレートした値。
<i>Min_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの最小値。
<i>Diff_Lossprob</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの損失率の差の絶対値。損失率は、当期純利益が過去4期においてマイナスとなった割合。

<i>Min_Lossprob</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの損失率の最小値。
<i>Diff_Std_Sales</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高の標準偏差の差の絶対値。売上高の標準偏差は、売上高の過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_Sales</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高の標準偏差の最小値。
<i>Diff_Std_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの標準偏差の差の絶対値。営業キャッシュ・フローの標準偏差は、営業キャッシュ・フローの過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_CFO</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの標準偏差の最小値。
<i>Diff_Std_SalesGr</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高成長率の標準偏差の差の絶対値。売上高成長率の標準偏差は、売上高成長率の過去4期分の標準偏差。
<i>Min_Std_SalesGr</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの売上高成長率の標準偏差の最小値。
<i>Diff_Tenure</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の差の絶対値。パートナーが2人以上の場合は、各パートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の平均値。
<i>Min_Tenure</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアのパートナーが当該企業の監査業務を担当した年数の最小値。
<i>Specialist</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアにパートナー産業スペシャリストが1人でも含まれている場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。産業-年度別に最も多くのクライアントを担当するパートナーを産業スペシャリストとして定義。
<i>EComp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの利益の共変動。利益の共変動は企業ベアの過去4年間（半期8期分）の利益の回帰式における決定係数で推定。なお、利益は経常利益を期首の総資産でデフレートした値。
<i>CFO_Comp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの営業キャッシュ・フローの共変動。営業キャッシュ・フローの共変動は企業ベアの過去4年間（半期8期分）の営業キャッシュ・フローの回帰式における決定係数で推定。なお、営業キャッシュ・フローは営業キャッシュ・フローを期首の総資産でデフレートした値。
<i>Return_Comp_Cov</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの株式リターンの共変動。株式リターンの共変動は企業ベアの過去4年間（48ヶ月分）の月次株式リターンの回帰式における決定係数で推定。
<i>CommonPartner_Single (Multiple)</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナー数が1人（2人以上）である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
<i>CommonPartner_Underhalf (Overhalf)</i>	同じ産業に属し、同じ規模の監査事務所および監査チームから監査を受ける企業間で年度別に作成された企業ベアの共通するパートナー数が監査チームに占める割合が50%以下（50%超）である場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。

《参考文献》

- Antle, R., Nalebuff, B., 1991. Conservatism and auditor-client negotiations. *Journal of Accounting Research* 29, 31-54.
- Bae, H., Tan, H., Welker, M., 2008. International GAAP differences: The impact on foreign analysts. *The Accounting Review* 83(3), 593-628.
- Baugh, M., Schmardebeck, R., 2023. Auditor style and common disclosure issues: Evidence from SEC comment letters. *The Accounting Review* 98(5), 61-97.
- Boulifa, H., Uchida, K., 2022. Like father, like son: Who creates listed subsidiaries? *Journal of the Japanese and International Economies* 64, 101205.
- Brown, S. V., Ma, G., Tucker, J.W., 2023. Financial statement similarity. *Contemporary Accounting Research* 40(4), 2577-2615.
- Cahan, S. F., Che, L., Knechel, W.R., Svanstrom, T., 2022. Do audit teams affect audit production and quality? Evidence from audit teams' industry knowledge. *Contemporary Accounting Research* 39(4), 2657-2695.
- Chen, J. Z., Chen, M. H., Chin, C. L., Lobo, G. J., 2020. Do firms that have a common signing auditor exhibit higher earnings comparability? *The Accounting Review* 95(3), 115-143.
- Chi, H., Chin, C., 2011. Firm versus partner measures of auditor industry expertise and effects on auditor quality. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 30(2), 201-229.
- Cushing, B. E., Loebbecke, J. K., 1986. Comparison of audit methodologies of large accounting firms. *Studies in Accounting Studies* 26, Sarasota, American Accounting Association.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2), 193-225.
- De Franco, G., Kothari, S. P., Verdi, R., 2011. The benefits of financial statement comparability. *Journal of Accounting Research* 49(4), 895-931.
- Francis, J. R., Pinnuck, M. L., Watanabe, O., 2014. Auditor style and financial statement comparability. *The Accounting Review* 89(2), 605-633.
- Frost, T., He, Z., Luo, X., Stice, D., 2022. Audit partner style and financial statement comparability: New evidence from the US Market. Working Paper. Available at SSRN.
- Fukukawa, H., 2011. Audit pricing and cost strategies of Japanese Big 3 Firms. *International Journal of Auditing* 15, 109-126.
- Fukukawa, H., Kim, H., 2017. Effects of audit partners on clients' business risk disclosure. *Accounting and Business Research* 47(7), 780-809.
- Gross, C., Perotti, P., 2017. Output-based measurement of accounting comparability: A survey of empirical proxies. *Journal of Accounting Literature* 39(1), 1-22.
- Guo, F., Lisic, L. L., Pittman, J., Seidel, T. A., Zou, M., Zhou, Y., 2022. Fool me once, shame on you; Fool me twice, shame on me: The long-term impact of Arthur Andersen's demise on partners' audit quality. *Contemporary Accounting Research* 39(3), 1986-2022.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20(1), 25-46.
- International Accounting Standards Board (IASB), 2018. Conceptual Framework for Financial Reporting.
- Jiang, F., Kim, K. A., 2020. Corporate governance in China: A survey. *Review of Finance* 24(4), 733-772.
- Jiu, L., Liu, B., Liu, Y., 2020. How a shared auditor affects firm-pair comparability: Implications of both firm and individual audit styles. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 39(3), 133-160.
- Johnston, J. A., Zhang, J. H., 2021. Auditor style and financial reporting similarity. *Journal of Information Systems* 35(1), 79-99.
- Kasznik, R., 1999. On the association between voluntary disclosure and earnings management. *Journal of Accounting Research* 37(1), 57-81.
- Kim, H., Fukukawa, H., 2013. Japan's Big 3 firms' response to clients' business risk: Greater audit effort or higher audit fees? *International Journal of Auditing* 17, 190-212.
- 金鉉玉・藤谷涼佑. 2020. 「COVID-19 が事業環境と情報開示に与えた影響」『月刊資本市場』第424号, 44-52.
- Kinney, W. R., 1986. Audit technology and preferences for auditing standards. *Journal of Accounting and Economics* 8(1), 73-89.
- Knechel, W. R., Vanstraelen, A., Zerni, M., 2015. Does the identity of engagement partners matter? An analysis of audit partner reporting decisions. *Contemporary Accounting Research* 32(4), 1443-1478.
- Kothari, S., Leone, A., Wasley, C., 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1), 163-197.
- 公認会計士・監査審査会 (CPAAOB), 2018. 『平成30年版 モニタリングレポート』, 金融庁公認会計士・監査審査会.

- 公認会計士・監査審査会 (CPAAOB), 2021. 『令和3年版 モニタリングレポート』, 金融庁公認会計士・監査審査会.
- Lawrence, A., Minutti-Meza, M., Zhang, P., 2011. Can big 4 versus non-big 4 differences in audit-quality proxies be attributed to client characteristics? *The Accounting Review* 86 (1), 259-286.
- Lennox, C. S., Wu, X., Zhang, T., 2014. Does mandatory rotation of audit partners improve audit quality? *The Accounting Review* 89 (5), 1775-1803.
- Lennox, C. S., Wu, X., 2018. A review of the archival literature on audit partners. *Accounting Horizons* 32 (2), 1-35.
- Lennox, C. S., Wang, C., Wu, X., 2020. Opening up the “black box” of audit firms: The effects of audit partner ownership on audit adjustments. *Journal of Accounting Research* 58 (6), 1299-1341.
- Li, L., Qi, B., Tian, G., Zhang, G., 2017. The contagion effect of low-quality audits at the level of individual auditors. *The Accounting Review* 92 (1), 137-163.
- 向伊知郎. 2017. 「IFRS 適用は財務情報の比較可能性を高めるか?」『国際会計研究学会年報』2016年度第1・2合併号, 155-170.
- Nam, J., Thompson, R. A., 2023. Does financial statement comparability facilitate SEC oversight? *Contemporary Accounting Research* 40 (2), 1315-1349.
- 日本公認会計士協会, 2020. 「新型コロナウイルス感染症に関連する監査上の留意事項(その1)」, 日本公認会計士協会 ([https://jicpa.or.jp/specialized\\_field/files/0-99-0-0-20200318.pdf](https://jicpa.or.jp/specialized_field/files/0-99-0-0-20200318.pdf), 最終アクセス日2023年9月5日)
- PACOB, 2015. Improving the transparency of audits: Rules to require disclosure of certain audit participants on a new PACOB form and related amendments to auditing standards.
- Porumb, V. A., De Jong, A., Huijgen, C., Marra, T., Van Dalen, J., 2021. The effect of auditor style on reporting quality: Evidence from Germany. *Abacus* 57 (1), 1-26.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70 (1), 41-55.
- Roychowdhury, S., 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3), 335-370.
- Shi, H., Wen, W., Zhou, G., Zhu, X., 2021. Do individual auditors have their own styles? Evidence from clients' financial statement comparability in China. *Accounting Horizons* 35 (3), 187-215.
- Skinner, D. J., Srinivasan, S., 2012. Audit quality and auditor rotation: Evidence from Japan. *The Accounting Review* 87 (5), 1737-1765.
- Smith, C., 2022. The role of audit styles in financial statement comparability: South African evidence. *International Journal of Auditing* 26 (4), 572-589.
- 高田知実. 2019. 「監査パートナーに関する情報開示：実証研究のレビュー」『国民経済雑誌』第220巻第2号, 77-97.
- 高田知実. 2021. 「監査業務パートナー規模の決定要因に関する予備的証拠」『会計』第199巻第5号, 533-545.
- Takada, T., Lau, D., Casterella, J. R., Wong, N., 2021. There is no 'I' in team: An analysis of audit partner narcissism from the team aspect. *International Journal of Auditing* 25 (3), 751-768.
- Turley, S., Cooper, M., 1991. *Auditing in the United Kingdom: A study of development in the audit methodologies of large accounting firms*. UK. Prentice Hall International.
- 若林公美. 2018. 「IFRSと財務情報の比較可能性」『国際会計研究学会年報』2017年度第1・2合併号, 117-130.



---

## 第14回 経営分析セミナー

---

経営分析研究・教育の方法論に関する第14回経営分析セミナーを開催しました。

コーディネータ 平井裕久（神奈川大学）

ビデオ視聴期間：2022年3月3日（木）～3月17日（木）

質疑応答：2022年3月17日（木）17：00～18：00

「Rでの地理情報の可視化」

講師：久保田貴文氏（多摩大学経営情報学部准教授）

---

## 第6回 AEAJ Workshop

---

第6回 AEAJ Workshop ワークショップ準備委員会

委員長 吉田和生 (名古屋市立大学)

委員 奥田真也 (名古屋市立大学)

第6回 AEAJ Workshop プログラム委員会

委員 榎本正博 (神戸大学) 奥田真也 (名古屋市立大学)

田代樹彦 (名城大学) 野間幹晴 (一橋大学)

古山 徹 (嘉悦大学)

開催日 2022年3月28日 (月)

報告会場 オンライン開催

12:25~12:30

開会のあいさつ

坂上 学 (法政大学・日本経済会計学会会長)

12:30~13:30

報告1 司会 梅澤俊浩 (龍谷大学)

NA BAOQI (名古屋大学大学院)

「銀行の統合が企業と銀行の関係に与える影響」

13:40~14:40

報告2 司会 矢澤憲一 (青山学院大学)

今西史弥 (大阪市立大学大学院)

「ゴーイング・コンサーン情報の開示と会計利益の質」

14:50~15:50

報告3 司会 岩崎拓也 (関西大学)

岡田慎太郎 (早稲田大学)

「コーポレートガバナンスが金融商品の公正価値の評価に与える影響」

16:00~17:00

報告4 司会 大鹿智基 (早稲田大学)

山田哲弘 (中央大学) (共著者: 福島一矩 (中央大学))

「Opening the black box: Does target setting lead employees to engage in unethical behavior for the organization?」

閉会のあいさつ

吉田和生 (名古屋市立大学・準備委員長)

17:00~18:30

懇親会

---

# 日本経済会計学会 第39回年次大会

## AEAJ 39th Annual Meeting 2022 プログラム

---

主催校 大阪大学

統一論題 「財務諸表分析の探索」

AEAJ2022第39回年次大会準備委員会

委員長 椎葉 淳 (大阪大学)

委員 石川 徹 (琉球大学) 伊瀬堂人 (摂南大学)

呉 重和 (摂南大学) 三輪一統 (大阪大学)

村宮克彦 (大阪大学) 山口貴史 (大東文化大学)

AEAJ2022第39回年次大会プログラム委員会

委員 椎葉 淳 (大阪大学) 高田知実 (神戸大学)

高橋美穂子 (法政大学) 三輪一統 (大阪大学)

村宮克彦 (大阪大学)

開催日 2022年6月11日(土)～12日(日)

開催場所 オンライン開催

第1日目 6月11日(土)

院生セッション 12:00～14:10

AEAJ学術賞受賞記念講演 14:20～15:00

AEAJ特別講演 15:10～16:10

会員総会 16:20～17:20

オンライン懇親会 17:30～19:00

第2日目 6月12日(日)

チュートリアル・セッション 9:00～12:20

AEAJ学術賞受賞記念講演 13:00～13:40

自由論題セッション 13:40～15:20

統一論題セッション 15:30～17:50

【賛助企業】

・株式会社QUICK

- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・マージェント・ジャパン株式会社
- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・株式会社アイフィスジャパン

## ●第1日 6月11日(土)

### 院生セッション

司会 奥村雅史(早稲田大学)

12:00~12:40

「経営者予想の達成度を考慮した不正会計検知モデルの検知精度」

佐藤夏輝(神奈川大学大学院)・小村亜唯子(神奈川大学)・平井裕久(神奈川大学)

12:45~13:25

「利益分布アプローチによる利益調整研究の新展開:条件付分布不連続モデルの適用可能性」

縄田寛希(一橋大学大学院)

13:30~14:10

「機械学習を用いた利益予測の有用性」

鄭俊昊(大阪市立大学大学院)

### AEAJ学術賞受賞記念講演

司会 中野貴之(法政大学)

14:20~15:00

2021年度 日本経済会計学会 教育賞

「教養の会計学—ゲーム理論と実験でデザインする」

田口聡志(同志社大学教授)

### AEAJ特別講演

司会 村宮克彦(大阪大学)

15:10~16:10

「発生主義会計の光と影」

桜井久勝(昭和女子大学特命教授/前公認会計士・監査審査会会長)

16:20~17:20 会員総会

17:30~19:00 オンライン懇親会(SpatialChat)

●第2日 6月12日(日)

チュートリアル・セッション

9:00~10:00

「構造推定」

西脇雅人(大阪大学)

10:10~11:10

「実験研究」

後藤晶(明治大学)

11:20~12:20

「ファイナンス・データ分析」

笠原晃恭(大阪大学)

AEAJ 学術賞受賞記念講演

司会 吉田靖(東京経済大学)

13:00~13:40

2020年度 日本経済会計学会 学会賞(著書の部)

「環境問題をめぐる3つの対立とパリ協定前文の願意」

黒川行治(千葉商科大学教授)

自由論題セッションA

13:50~14:35

“Earnings Management and Tone Management: Evidence from Manufacturers in Japan”

報告者 中島真澄(文京学院大学)

討論者 岩崎拓也(関西大学)

自由論題セッションB

13:50~14:30

「社外取締役導入の業績効果と今後の課題」

報告者 円谷昭一(一橋大学)

14:40~15:20

“Organizational Aspiration and Earnings Management in Private Universities”

報告者 黒木淳(横浜市立大学)・小沢和彦(慶應義塾大学)

統一論題セッション

「財務諸表分析の探索」

座長 山本達司 (同志社大学)

統一論題報告

15:30~16:00

「無形資産調整済み簿価時価比率 (iB/M) の有用性について」

報告者 太田浩司 (関西大学)

16:00~16:30

「集約を通じた財務諸表分析の展開」

報告者 吉永裕登 (東北大学)

16:30~17:00

「新しいディスクロージャーの効果と課題」

報告者 奈良沙織 (明治大学)

統一論題討論

17:10~17:50

---

日本経済会計学会 第3回秋季大会  
AEAJ Autumn Meeting 2022

第21回ディスクロージャーカンファレンス  
主催 日本ディスクロージャー研究学会  
JARDIS Disclosure Conference 2022

第38回経営分析カンファレンス  
主催 日本経営分析学会  
JSBA Business Analysis Conference 2022

プログラム

---

主催校 大阪公立大学

AEAJ2022第3回秋季大会準備委員会

委員長 向山敦夫 (大阪公立大学)  
事務局長 浅野信博 (大阪公立大学)  
委員 新井康平 (大阪公立大学) 石川博行 (大阪公立大学)  
井上謙仁 (近畿大学) 大洲裕司 (青山学院大学)  
太田裕貴 (静岡産業大学) 小形健介 (大阪公立大学)  
廣瀬喜貴 (大阪公立大学)

AEAJ2022第3回秋季大会プログラム委員会

委員長 浅野信博 (大阪公立大学)  
委員 浅野敬志 (東京都立大学) 石川博行 (大阪公立大学)  
榎本正博 (神戸大学) 木村史彦 (東北大学)  
中條祐介 (横浜市立大学) 中野 誠 (一橋大学)  
古山 徹 (嘉悦大学) 向伊知郎 (愛知学院大学)  
村宮克彦 (大阪大学)

開催準備協力

高橋美穂子 (法政大学) 高橋由香里 (武蔵大学)  
米岡英治 (茨城キリスト教大学)

## 技術協力

ワイズ情報技術サービス株式会社

開催日 2022年12月17日（土）

開催場所 オンライン開催

第21回ディスクロージャーカンファレンス	9：00～10：10
第38回経営分析カンファレンス	10：20～18：30
会員総会	12：00～13：00
データベース協議会	9：00～18：30
懇親会	18：40～

## 【賛助企業】

- ・株式会社 QUICK
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・マージェント・ジャパン株式会社
- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社東洋経済新報社

8：50～9：00 大会準備委員長挨拶  
向山敦夫（大阪公立大学）

## 日本ディスクロージャー研究学会（JARDIS）第21回ディスクロージャーカンファレンス

### 【自由論題報告（討論者なし）】

第1会場（一般報告）

司会 円谷昭一（一橋大学）

9：00～9：30 D-1報告

「業績予想と投資家間の情報の非対称性」

石川 徹（琉球大学）・大洲裕司（青山学院大学）

9：40～10：10 D-2報告

「自然言語処理を用いた株主提案の要領に関する分析」

久多里桐子（北九州市立大学）

第2会場（院生セッション）

司会 音川和久（神戸大学）



9：00～9：30 D-3報告

「社債スプレッドと社債発行前利益調整」

敷田亮子（一橋大学大学院）

9：40～10：10 D-4報告

「企業の不確実性が投資家の情報処理に与える影響に関する実証分析」

杜 雪菲（東京大学大学院）

## 日本経営分析学会（JSBA）第38回経営分析カンファレンス

【経営分析ワークショップ（フルペーパー&討論者あり：第I部）】

司会 木村史彦（東北大学）

10：20～11：00 C-1報告

「株価変動と経営者情報—リスク尺度に矛盾するヒストリカル・ベーター」

報告者 亀川雅人（文京学院大学）

討論者 吉田 靖（東京経済大学）

11：10～11：50 C-2報告

「企業の持続的成長と経営者能力の関係」

報告者 大塚慎太郎（早稲田大学大学院）

討論者 河内山拓磨（一橋大学）

【自由論題報告（討論者なし）】

第1会場（一般報告）

司会 古山 徹（嘉悦大学）

13：30～14：00 E-1報告

「グローバル企業の経営戦略の実態と在るべき方向」

大倉雄次郎（関西大学名誉教授）

14：10～14：40 E-2報告

「有価証券報告書における戦略情報開示の変化に関する決定要因分析」

大洲裕司（青山学院大学）

司会 田村香月子（関西大学）

14：50～15：20 E-3報告

「MD&A情報のトーンと将来業績の関係」

平井裕久（神奈川大学）・小村亜唯子（神奈川大学）・川邊貴彬（神奈川大学大学院）

15：30～16：00 E-4報告

「ファミリービジネスの資産保有特性に関する考察」

須藤時男（早稲田大学産業研究所）

第2会場（院生セッション）

司会 松浦総一（立命館大学）

13：30～14：00 E-5報告

「中国会計基準はどの程度IFRSとコンバージェンスしているか？：中国と香港両方に上場する企業からの実証」

趙 馨妍（明治大学大学院）

14：10～14：40 E-6報告

「インタンジブルズの可視化プロセスが従業員の意識に与える効果」

中島夏耶（東京都立大学大学院）

司会 稲村由美（新潟大学）

14：50～15：20 E-7報告

「なぜボーナス減額は寛大化するのか？—Maske et al. (2021) の追試と追加変数の検討—」

永田大貴（神戸大学大学院）・澤田雄介（同志社大学）

15：30～16：00 E-8報告

「保守主義推定におけるコスト下方硬直性の交絡効果—Banker et al. (2016) の追試—」

増岡慶次（大阪市立大学大学院）・屋嘉比潔（大阪公立大学大学院）

【経営分析ワークショップ（フルペーパー&討論者あり：第Ⅱ部）】

司会 山本達司（同志社大学）

16：10～16：50 C-3報告

「日本企業の英文有価証券報告書におけるMD&Aパートの可読性・トーンと将来業績との関係」

報告者 川邊貴彬（神奈川大学大学院）・村上 蘭（神奈川大学大学院）・

小村亜唯子（神奈川大学）・平井裕久（神奈川大学）

討論者 金 鉉玉（東京経済大学）

17：00～17：40 C-4報告

「(研究ノート) 四半期キャッシュフロー情報開示に関する基礎研究」

報告者 池井優佳（京都先端科学大学）・松本紗矢子（北海道情報大学）・

屋嘉比潔（大阪公立大学大学院）・浅野信博（大阪公立大学）

討論者 榎本正博（神戸大学）

17：50～18：30 C-5報告

「サステナビリティ情報開示の充実とESG評価の不一致」

報告者 浅野敬志（東京都立大学）

討論者 阪 智香（関西学院大学）

## データベース協議会

9 : 00~18 : 30

- ・データベース協議会 On Demand 配信
- ・データベース展示

会員総会 12 : 00~13 : 00

懇親会 (SpatialChat) 18 : 40~

---

## 第7回 AEAJ Workshop

---

「データサイエンスブートキャンプ」をテーマとして設定し、より高度な実証研究を進めることができるよう、インテンシブなセミナーをブートキャンプ方式で開催しました。

運営責任者 椎葉 淳 (大阪大学)

開催日時 2023年3月14日 (火) 13:00~17:30

報告会場 オンライン開催

講師 笠原晃恭 (大阪大学大学院経済学研究科准教授)

村宮克彦 (大阪大学大学院経済学研究科准教授)

テキスト 笠原・村宮 (2022) 『実証会計・ファイナンス：Rによる財務・株式データの分析』(新世社)

---

# 日本経済会計学会 第40回年次大会

## AEAJ 40th Annual Meeting 2023 プログラム

---

主催校 愛知学院大学

統一論題 「四半期開示制度の見直し」をめぐる残された課題」

AEAJ2023第40回年次大会準備委員会

委員長 向伊知郎

委員 飯島康道 伊藤徳正 千葉 賢 中山重穂 西海 学 野口倫央  
平賀正剛 西館 司

開催日 2023年6月17日(土)～18日(日)

開催場所 愛知学院大学・名城公園キャンパス

第1日目 6月17日(土)

受付	12:30～	キャッスルホール1階
自由論題報告1	13:00～13:40	1203教室
自由論第報告2	13:50～14:30	1203教室
会員総会	14:40～15:40	1202教室
自由論題報告3	15:50～16:30	1203教室・1204教室
自由論題報告4	16:40～17:20	1203教室・1204教室

第2日目 6月18日(日)

受付	9:20～	キャッスルホール1階
自由論題報告5	9:50～10:30	1203教室
学術賞受賞講演	10:40～11:20	1202教室
データベース協議会	昼休み	1104教室
統一論題報告	12:30～14:30	明倫
統一論題討論	14:50～15:50	明倫

### 【賛助企業】

- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社QUICK
- ・株式会社東洋経済新報社
- ・日経メディアマーケティング株式会社

・株式会社アイ・エヌ情報センター

## ●第1日目 6月17日(土)

### 自由論題報告 1

13:00~13:40 1203教室

司会 矢澤憲一 (青山学院大学)

「有価証券報告書のテキスト情報から財務諸表不正の検出は可能か? : 機械学習モデルの性能比較」

中島真澄 (文京学院大学)・藤田邦彦 (文京学院大学)・吉田啓佑 (文京学院大学)

### 自由論題報告 2

13:50~14:30 1203教室

司会 椎葉 淳 (大阪大学)

「不確実性に対する保守的会計行動の検証」

真鍋和弘 (名古屋外国語大学)

14:40~15:40 会員総会 1202教室

### 自由論題報告 3

15:50~16:30

自由論題報告3-1 1203教室

司会 大鹿智基 (早稲田大学)

「Information environment and investors' expectations: The role of managers and information intermediaries」

森脇敏雄 (北九州市立大学)

自由論題報告3-2 1204教室

司会 阪 智香 (関西学院大学)

「ESG情報の評価に関する国際比較~量的スコアと質的スコアのどちらを評価しているのか?~」

松山将之 (日本政策投資銀行)・野田健太郎 (立教大学)

### 自由論題報告 4

16:40~17:20

自由論題報告4-1 1203教室

司会 青淵正幸 (立教大学)

「企業のディスクロージャー情報に対する学生の反応」

宗岡 徹 (関西大学)

自由論題報告4-2 1204教室

司会 平井裕久 (神奈川大学)

「COVID-19パンデミックは、経営者のテキスト情報開示アプローチを変化させたのか? : 日本企業の実証結果」

中島真澄 (文京学院大学)

## ●第2日目 6月18日 (日)

### 自由論題報告 5

9:50~10:30 1203教室

司会 仙場胡丹 (名古屋大学)

「Fraud in Non-Profit Organizations in Japan—A Case Study of Fraud in Social Welfare Organization」

Yoshihito Enomoto (Bunkyo Gakuin University)

### 学術賞受賞講演

10:40~11:20 1202教室

司会 中條祐介 (横浜市立大学)

「退職給付に係る負債と企業行動」

野間幹晴 (一橋大学)

### データベース協議会

昼休み 1104教室

### 統一論題報告

12:30~14:30 明倫

「「四半期開示制度の見直し」をめぐる残された課題」

座長解題 中野貴之 (法政大学)

第1報告「将来の開示規制モデルを巡って」

田口聡志 (同志社大学)

第2報告「四半期決算発表に対する株価反応」

石川博行 (大阪公立大学)

第3報告「企業内容の不実開示に対応するためのエンフォースメントのあり方—任意開示と適時開示」

弥永真生 (明治大学)

第4報告「実務経験を踏まえた四半期開示の見直しに関する一考察」

山田辰己（中央大学）

■ 統一論題討論

14：50～15：50 明倫



---

# 日本経済会計学会 第4回秋季大会

## AEAJ Autumn Meeting 2023 プログラム

---

主催校 北九州市立大学

AEAJ2023第4回秋季大会準備委員会

委員長 森脇敏雄（北九州市立大学）

事務局長 久多里桐子（北九州市立大学）

委員 市原勇一（北九州市立大学） 河瀬宏則（福岡大学）  
日下勇歩（北九州市立大学） 向 真央（久留米大学）

AEAJ2023第4回秋季大会プログラム委員会

委員長 森脇敏雄（北九州市立大学）

委員 浅野信博（大阪公立大学） 石川博行（大阪公立大学）

久多里桐子（北九州市立大学） 中條祐介（横浜市立大学）

中野 誠（一橋大学） 向伊知郎（愛知学院大学）

開催日 2023年12月16日（土）

開催場所 北九州市立大学・北方キャンパス

受付	10：00～	本館4階エレベーター前
自由論題報告	10：30～11：55	D-401教室・D-402教室・D-403教室
データベース協議会	12：10～12：50	C-403教室
日本ディスクロージャー研究学会ワークショップ	13：00～14：40	C-402教室
日本経営分析学会ワークショップ	14：50～16：30	C-402教室
会員総会	16：40～17：40	C-402教室
懇親会	18：00～19：00	フランキー・ウー・アジア国際交流ホール

### 【賛助企業】

- ・株式会社QUICK
- ・日経メディアマーケティング株式会社
- ・株式会社アイ・エヌ情報センター
- ・株式会社アイフィスジャパン
- ・株式会社東洋経済新報社

## 自由論題報告

セッション「保守主義 & ディスクロージャー」 D-401教室

司会 小谷 学 (熊本学園大学)

第1報告 10:30~10:55

「日本の条件付保守主義—定型化された事実の再検証—」

山下知晃 (福井県立大学)

第2報告 11:00~11:25

「組替財務諸表を用いた企業ライフサイクルの識別」

小野慎一郎 (東北学院大学)・椎葉 淳 (大阪大学)・村宮克彦 (大阪大学)

第3報告 11:30~11:55

「寡占市場におけるイノベーションの裁量的開示」

三輪一統 (大阪大学)

セッション「ペイアウト & 予想」 D-402教室

司会 太田浩司 (関西大学)

第1報告 10:30~10:55

“Actual share repurchases in share overvaluation”

河瀬宏則 (福岡大学)・森 直哉 (神戸大学)・山崎尚志 (神戸大学)

第2報告 11:00~11:25

「機械学習を用いた利益及び配当の変化予測の有用性」

鄭 民雋 (大阪公立大学大学院)

第3報告 11:30~11:55

「アナリストのタスク集中が予想精度に与える影響」

縄田寛希 (一橋大学大学院)

セッション「ガバナンス & 監査」 D-403教室

司会 首藤昭信 (東京大学)

第1報告 10:30~10:55

「非営利組織ガバナンスが財務報告に与える影響」

夏吉裕貴 (静岡産業大学)・黒木 淳 (横浜市立大学)

第2報告 11:00~11:25

「監査上の主要な検討事項 (KAM) における類似性の自動評価手法の検討」

土井惟成 (株式会社日本取引所グループ)・信田裕介 (株式会社東京証券取引所)・

水野 豪 (株式会社日本取引所グループ)

第3報告 11:30~11:55

「財務諸表監査における専門家の利用の決定要因とその監査報酬への影響—監査上の主要な検討事項への監査人の対応とその帰結」

日下勇歩（北九州市立大学）・川端千暁（中央大学）

お昼休み 11：55～13：00 C-403教室

## ■ データベース協議会

12：10～12：50 C-403教室

司会 坂上 学（法政大学）

第1報告 12：10～12：30 株式会社QUICK

第2報告 12：30～12：50 日経メディアマーケティング株式会社

## ■ 日本ディスクロージャー研究学会ワークショップ

C-402教室

司会 中野 誠（一橋大学）

第1報告 13：00～13：45

「Passive and proactive motivations of cash holdings」(with Masazumi Hattori, Tomohide Mineyama)

報告者 藤谷涼佑（一橋大学）

討論者 大鹿智基（早稲田大学）

第2報告 13：55～14：40

「マジック8 - ROE 8%超プレミアムの検証」

報告者 村宮克彦（大阪大学）

討論者 藤谷涼佑（一橋大学）

## ■ 日本経営分析学会ワークショップ

C-402教室

司会 小形健介（大阪公立大学）

第1報告 14：50～15：35

「製品市場競争と経営者報酬—日本企業を用いた実証分析—」

報告者 井上謙仁（近畿大学）・伊瀬堂人（摂南大学）・屋嘉比潔（大阪公立大学大学院）・加藤大智（松山大学）

討論者 岩崎拓也（関西大学）

第2報告 15：45～16：30

「退職給付に係る負債・退職給付費用と税負担削減行動の経営戦略としての関連性の実証分析」

報告者 野坂和夫（名古屋商科大学）

討論者 奥田真也（名古屋市立大学）

会員総会 16：40～17：40 C-402教室

懇親会 18：00～19：00 フランキー・ウー・アジア国際交流ホール

## Editor's Note

---

2019年6月に統合して誕生した日本経済会計学会の下で、3号目の『現代ディスクロージャー研究』を発刊し、皆様にお届けできることになりました。学会統合により、『現代ディスクロージャー研究』が扱う領域は、これまでのディスクロージャーに関する研究に加えて、会計学、経営学、経済学、経営分析、およびその他関連研究といった広範囲の研究領域をカバーすることになりましたが、自他ともに認める日本のトップジャーナルの1つとしての位置付けは、今後も変わることはありません。加えて、出来るだけスピーディーな査読を実施して、会員の便益向上をはかっています。

本20号においては、論文セッションに7本の投稿があり、厳正な審査の結果、2本が採択されました(次ページの「編集データ」参照)。

いずれの論文も、オリジナリティの高い研究テーマについて、様々な角度から丁寧な検証が行われており、査読委員から高い評価を得ています。また、字数制限を設けていない本学会誌の特徴を活かし、ボリュームも大きくなっています。今後も十分な紙幅をとって完成度の高い論文の掲載を継続する予定です。会員の皆様の積極的な投稿をお待ちしています。

最後になりましたが、査読をご快諾いただき、公平・中立・迅速な査読を通じて本学会誌の研究水準の向上に貢献していただいた査読委員の皆様にあらためて感謝申し上げます。

『現代ディスクロージャー研究』編集委員長  
中野 誠

## 編集データ

『現代ディスクロージャー研究』第20号の編集状況は、次のとおりである。全ての原稿は、編集委員会が採否を決定した。また、論文セッションの原稿は、複数の匿名査読委員によってレビューされている。

### 論文セッション

受付数	7
受理数（採択率）	2（29%）

編集委員会

## 謝 辞

査読委員による真摯なレビューによって、本誌の高い品質が確保されました。編集委員会は、ここに記して、第20号の査読委員の皆様へ感謝の意を表します。

岩崎 拓也	関西大学
榎本 正博	神戸大学
太田 康広	慶應義塾大学
音川 和久	神戸大学
金 鉸玉	東京経済大学
木村 史彦	東北大学
首藤 昭信	東京大学
高田 知実	神戸大学
町田 祥弘	青山学院大学
村宮 克彦	大阪大学
矢澤 憲一	青山学院大学

(敬称略、五十音順)

編集委員会

# 日本経済会計学会

## 『現代ディスクロージャー研究』 執筆要領

2006年（平成18年）12月28日制定

2019年（令和元年）11月7日改訂

### I 学会誌の目的

日本経済会計学会は、会計学、経営学、経済学及びその他関連分野の研究、ディスクロージャー、経営分析及びその他関連領域の研究、並びにそれらの研究の普及と提言を目的として、『現代ディスクロージャー研究』を発行する。

### II 投稿者の資格

1. 投稿者は、本学会の会員又は入会申込者とする。
2. 共同執筆の場合には、執筆者の半数以上が本学会の会員又は入会申込者とする。

### III 論稿の種類

1. 投稿する論稿は、日本語で執筆された未刊行の著作とする。ただし、他誌に投稿中の著作を除く。
2. 投稿者は、(1) 論文 (Articles)、(2) 実務展望 (Practical Views)、(3) 書評 (Book Reviews)、(4) その他のいずれかのセッションを選択する。
3. 「論文」のセッションには、新しい知見や理論が示された独創的な原著論文、総括論文等を掲載する。「論文」セッションの投稿原稿については、査読委員(匿名)による査読意見を参考にして、現代ディスクロージャー研究編集委員会（以下、「本編集委員会」という。）が掲載の採否を決定する。
4. 「実務展望」には、会計、経営及び経済の実務、並びにディスクロージャー及び経営分析の実務に関する提言、論評、解説等を掲載する。「実務展望」セッションの投稿原稿については、査読委員による査読を実施せず、編集委員の意見を参考にして本編集委員会が掲載の採否を決定する。
5. 「書評」には、会計、経営及び経済の研究と実務、並びにディスクロージャー及び経営分析の研究と実務に重要な著書の論評を掲載する。「書評」セッションの投稿原稿については、査読委員による査読を実施せず、編集委員の意見を参考にして本編集委員会が掲載の採否を決定する。

### IV 論稿のフォーマット

1. 論文、実務展望、書評及びその他の原稿は、著者情報と本文で構成する。
2. 原稿はA4用紙で作成する。日本語原稿については読点「、」と句点「。」を用い、英語原稿についてはコンマ「,」とピリオド「.」を用いる。
3. 表紙には、著者情報を記載する。論稿のタイトル、著者（複数の場合は著者全員）の氏名及び所属機関を、それぞれ日本語と英語で記載する。さらに、連絡先（住所・電話番号・ファックス・



emailアドレス)、Corresponding Author、謝辞を記載する。

4. 本文については、論稿のタイトル（日本語と英語）、1行あけて要約（概ね日本語500字と英語200words）、1行あけて5つ以内のキーワードを記載し、2行あけて論文等の本文を記述する。本文には、著者を特定する情報は記載しない。本文は、主たる記述、注、文献リスト、図表の順とする。
5. 「論文」セッションの投稿原稿には字数制限を特に設けない。ただし、学会誌の掲載に際し、本編集委員会が字数を制限することがある。「実務展望」セッションの投稿原稿は5,000字以内、「書評」セッションの投稿原稿は1,000字以内とする。
6. 様式

#### (1) 表紙及び本文

表紙には頁をつけず、1頁から本文をはじめめる。「論文」セッションの投稿原稿は、査読を円滑に実施するために、執筆者を特定、あるいは類推させるような文言を記載しない。

#### (2) フォント

日本語はMS明朝、英語はTimes New Romanとする。見出し、図、表の題目のフォントはMSゴシック（太字）。漢字、ひらがな、カタカナ以外の文字（例えば、数字、アルファベット）は半角にする。文字化けを避けるため、特殊なフォントの文字（例えば丸数字①②など）を使用しない。フォントサイズ等はつぎの通りである。

論題	14ポイント	センタリング
執筆者名	11ポイント	右寄せ
所属	11ポイント	右寄せ
論文要旨	10ポイント	左寄せ
本文	11ポイント	左寄せ
見出し	12ポイント	左寄せ
参考文献	10ポイント	左寄せ
注（文末）	10ポイント	左寄せ

#### (3) スタイル

本文の章や節は、以下のように分ける。

（1行空き）

1. 見出し

（1行空き）

本文

1.1. 見出し

本文

1.1.1. 見出し

本文

注

参考文献

#### (4) 表記

横書き、新仮名遣い、当用漢字、新字体を使用する。本文の句読点は、句点（。）と読点（、）にする。

#### (5) 図、表

図表は必要最小限にする。図と表はそれぞれ通し番号（図1、図2、表1、表2、…）をつける。図と表は、本文と区別して、参考文献リストの後の頁に配置する。なお、本文中に図と表の挿入位置を指示する。

#### (6) 数式

数式はできる限り簡潔な表現にする。添え字の添え字等は避けること。また、数式の導出過程や計算プロセスを冗長に記載しない。数式番号（(1)、(2)、…のようにカッコ付き通し番号）を数式の右側に配置する。数式の変数は可能な限りイタリックとする。ただし、exp、log、lim、数字、大文字のギリシャ文字等は立体を使用する。

#### (7) 引用

文献を引用する場合には、著者（発行年）（例 田中（2006）、Ball and Brown（1968））とする。

#### (8) 参考文献

研究に引用した論文、著書、参考URLのリストを論文の最後に記載する。頁数にはp.やpp.を使用しない。和文献の句読点は、全角（、）（。）を使用する。和文献と洋文献を区別せずに、著者氏名のアルファベット順に記載する。

- ・ 単行本

著者名，発行年．『書名（副題を含む）』，第X版，発行所．

- ・ 論文

著者名，発行年．「論文名（副題を含む）」『雑誌名』第X巻第Y号，掲載頁．

- ・ 編著に収録された論文

著者名，発行年．「論文名（副題を含む）」，編者『書名（副題を含む）』第X版，発行所，掲載頁．

Ball, R., Brown, P., 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers.  
Journal of Accounting Research 6, 159-178.

Watts, R., Zimmerman, J., 1986. Positive Accounting Theory. Prentice Hall,  
Englewood Cliffs,

- ・ ウェブページ

当該URLと閲覧日を次のように示す。

<https://www.asb.or.jp/jp/>（閲覧日20XX年X月X日）

## V プリント版及びオンライン版について

1. 『現代ディスクロージャー研究』はプリント版で刊行される。
2. 本編集委員会が掲載を決定した受理原稿は、『現代ディスクロージャー研究』が刊行されるまでの一定期間、日本経済会計学会のホームページにオンラインで公表される。
3. 『現代ディスクロージャー研究』はオンラインで公表される。

## VI 著作権について

1. 『現代ディスクロージャー研究』に掲載される著作物の著作権は、本編集委員会が最終稿を受理した時点から、原則として、日本経済会計学会に帰属する。
2. 日本経済会計学会が著作権を有する著作物の著作者は、本編集委員会に事前に文書で申し出を行い、許諾を得た上で、著作物を使用することができる。本編集委員会は、特段の事由がない限り、許諾するものとする。
3. 『現代ディスクロージャー研究』に掲載された著作物が第三者の著作権その他の権利及び利益を侵害するものであるとの申し出があった場合には、当該著作物の著作者が一切の責任を負うものとする。
4. 第三者から、日本経済会計学会が著作権を有する著作物の使用要請があった場合には、日本経済会計学会は、理事会において審議した上で、それを許諾することができる。なお、著作権の使用許諾に伴う収入は、日本経済会計学会の会計に組み入れるものとする。
5. 旧ディスクロージャー研究学会、旧日本経営ディスクロージャー研究学会及び旧日本ディスクロージャー研究学会に帰属する著作権は日本経済会計学会が継承するものとする。
6. 2006年11月19日に開催されたディスクロージャー研究学会理事会が著作権の取り扱いを決議したより前に、『現代ディスクロージャー研究』に掲載された著作物の著作権については、著作者から文書で申し出があり、日本経済会計学会が理事会においてその申し出を承認した場合を除き、上記1、2、3、4及び5に従い取り扱うものとする。

## 現代ディスクロージャー研究 No.20

---

2024年3月31日 発行

©発行者 日本経済会計学会  
編集者 中野 誠  
発行所 〒102-8160  
東京都千代田区富士見2-17-1  
法政大学経営学部  
川島健司研究室気付  
日本経済会計学会連絡事務所

印刷所 株式会社N P C コーポレーション

# 学術研究・論文作成を強力にサポート 企業価値評価・分析に役に立つ 「QUICK Workstation (Astra Manager)」

財務分析を効率化、膨大なデータも高速にダウンロード

## ▼ レポート機能設定画面



QUICK Workstation Astra Manager パッケージとは？

QUICKのリアルタイムマーケット情報と日本経済新聞社が提供する総合経済データベース「日経NEEDS」が融合したサービスです。

複数年の経過を見るための長期ヒストリカルデータをExcel®に高速ダウンロード、分析用のテンプレートも充実しています。

大学・研究機関において授業や論文作成にも活用されています。

銘柄コード・項目コード・期間はExcel上で変更可能です。

## ▼ データ取得イメージ

レポート機能でデータをExcelへ展開

1	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	
2	2001	#A9C25000D00			分類:		有報優先財務	有報優先財務	有報優先財務	有報優先財務	有報優先財務	
3	2002	#A9C25000D00			単位:		百万円	百万円	百万円	百万円	親会社株主	
4	2003	#A9C25000D00	5	2001	日本電	決算期	連結基準	売上高	営業利益	経常利益		
5	2004	#A9C25000D00		2015/03	2015/03	日本基準		296511	8406		9807	6961
6	2009	#A9C25000D00		2016/03	2016/03	日本基準		311629	11093		12666	8222
7	2053	#A9C25000D00		2017/03	2017/03	日本基準		312932	11574		13162	8934
8	2055			2018/03	2018/03	日本基準		323495	10060		11862	7651
9	2058			2019/03	2019/03	日本基準		325399	11222		13065	8455
10	2060											
11	2107			2002	日清糧	決算期	連結基準	売上高	営業利益	経常利益	親会社株主	
12	2108			2015/03	2015/03	日本基準		526144	20476		25544	16006
13	2109			2016/03	2016/03	日本基準		556701	23769		28099	17561
14	2112			2017/03	2017/03	日本基準		530040	25511		30329	19466
15	2114			2018/03	2018/03	日本基準		540094	27200		31800	21390
16	2117			2019/03	2019/03	日本基準		565343	26916		32062	22268
17	2201											
18	2204			2008	日東富士	決算期	連結基準	売上高	営業利益	経常利益	親会社株主	
19	2206			2015/03	2015/03	日本基準		51201	1637		2082	1183
20	2207			2016/03	2016/03	日本基準		51916	2044		2321	1601
21	2208			2017/03	2017/03	日本基準					2610	1729
22	2209			2018/03	2018/03	日本基準					3171	2339
23	2211			2019/03	2019/03	日本基準					4463	3357
24	2212											
25	2215			2004	昭和糖	決算期	連結基準	売上高	営業利益	経常利益	親会社株主	
26	2216			2015/03	2015/03	日本基準		245111	7142		8108	5287
27	2217			2016/03	2016/03	日本基準		247623	7951		8977	5941
28	2218			2017/03	2017/03	日本基準		233206	8786		8514	6167
29	2220			2018/03	2018/03	日本基準		233166	6556		7737	4893
30	2221			2019/03	2019/03	日本基準		255905	8443		9786	7254
31	2222											
32	2224			2009	鳥越糖	決算期	連結基準	売上高	営業利益	経常利益	親会社株主	
33	2226			2014/12	2014/12	日本基準		22589	1226		1404	882
34	2229			2015/12	2015/12	日本基準		22582	1129		1310	866

データ取得例

Quick



<https://corporate.quick.co.jp/biz/>

株式会社 QUICK

フロント営業本部

〒103-8317  
東京都中央区日本橋兜町7-1  
KABUTO ONE  
Tel: 050-3529-9163

西日本総支社

〒541-0041  
大阪市中央区北浜1-8-16  
大阪証券取引所ビル  
Tel: 050-3529-9198

名古屋支社

〒460-0008  
名古屋市中区栄4-16-33  
日本経済新聞社名古屋支社ビル  
Tel: 050-3529-9208

# 日経ESGデータ

2021年度版データを23年8月から販売提供

企業の  
ESG施策の  
研究に!!

- 「日経の目」で情報を精査、一貫した基準で収録した正確性の高いデータ
- 企業開示の非財務情報を様々なソースから収集
- 約130項目に及ぶ数値、テキストデータを収録

平素は日本経済新聞社グループの情報サービスに格別のご高配を賜り、厚く御礼申し上げます。  
「日経ESGデータ」の2021年度版を本年8月から提供開始しました。環境・社会・ガバナンスに関連した約130項目の定数・定性情報を、企業の統合報告書や環境報告書等の様々な情報ソースから収録しており、企業のESG施策研究にご利用いただけます。この機会に是非ご検討ください。

## ・主な収録内容

### ■ Environment 環境

#### GHG排出

排出量、削減目標、削減に向けた取り組み

#### 水の使用

総使用量、再生水使用量、排水量、水資源保全に関する方針

#### エネルギー消費

消費量、エネルギー消費に関する方針

#### 生物多様性

事業が生物多様性に与えるインパクト

#### プラスチック

プラ使用削減の取り組み

#### 産業廃棄物

発生量、廃棄物に関する方針

#### 環境方針や体制

環境全体方針、環境マネジメントシステム利用、環境問題に対する経営陣の監督・管理

### ■ Social 社会

#### 人権方針

人権に関する方針、サプライチェーンの人権に関する方針、児童労働・強制労働に関する方針、ハラスメント・反差別に関する方針、人権に関する取り組み

#### 雇用

ジェンダー、雇用形態

#### 安全衛生

労働災害度数率、労働安全衛生に関する方針

### ■ Governance ガバナンス

#### 取締役会

取締役会人数、役員男女比率、独立社外取締役比率

#### 役員報酬

役員の固定報酬・変動報酬、ESG関連指標と役員報酬の連動性

#### ガバナンス方針

サプライチェーンに対する行動規範、企業倫理方針、腐敗防止・汚職防止・贈収賄防止方針、プライバシー方針、GDPRへの遵守

#### 開示

統合報告書・サステナビリティ報告書などの開示、法定開示書類におけるESG関連の記述、フレームワークに準拠した開示、SDGs目標に関する取り組み、SDGs目標に対するKPIと実績、統合報告書・サステナビリティ報告書の第三者認証

開示年度	【社会】女性従業員比率
日経会社コード	【社会】従業員の平均勤続年数
株式コード	【社会】男性従業員の平均勤続年数
資料公表日	【社会】女性従業員の平均勤続年数
対象年度	【社会】課長以上部長未満の男性管理職数
【環境】温室効果ガス排出量 (Scope1)	【社会】課長以上部長未満の女性管理職数
【環境】温室効果ガス排出量 (Scope2)	【社会】部長以上の男性管理職数
【環境】温室効果ガス排出量 (Scope3)	【社会】部長以上の女性管理職数
【環境】温室効果ガス (GHG) 総排出量	【社会】男性役員数
【環境】水総使用量 (消費量)	【社会】女性役員数
【環境】再生水使用量 (消費量)	【社会】女性役員比率
【環境】総排水量	【社会】従業員の障害者比率
【環境】組織内エネルギー消費量	【社会】ジェンダーバイギャップ指数

- ・収録社数：約840社(2021年度の開示情報)
- ・提供形式：TSVファイル (CD-ROM)



日本経済会計学会  
**AEA J**